

## REPORT OF THE 2013 ATLANTIC SWORDFISH DATA PREPARATORY MEETING

*(Madrid, Spain - June 3 to 10, 2013)*

### SUMMARY

*The ICCAT Atlantic Swordfish Data Preparatory Meeting was held in Madrid, Spain, 3-10 June 2013. The objective of the meeting was to review and prepare the necessary data to carry out North and South Atlantic swordfish stock assessments.*

### RÉSUMÉ

*La réunion de préparation des données sur l'espadon a eu lieu à Madrid (Espagne) du 3 au 10 juin 2013. L'objectif de cette réunion consistait à réviser et préparer les données nécessaires aux évaluations des stocks d'espadon de l'Atlantique Nord et Sud.*

### RESUMEN

*La reunión preparatoria de datos de pez espada se celebró en Madrid, España, del 3 al 10 de junio de 2013. El objetivo de la reunión era revisar y preparar los datos necesarios para llevar a cabo evaluaciones de los stocks de pez espada del norte y sur del Atlántico.*

## 1. Opening, adoption of the Agenda and meeting arrangements

The meeting was held at the ICCAT Secretariat in Madrid from April 22 to 26, 2013. Dr. Pilar Pallarés, on behalf of the ICCAT Executive Secretary, opened the meeting and welcomed participants (“the Group”).

Dr. John Neilson, swordfish Coordinator, chaired the meeting. Dr. Neilson welcomed meeting participants (“the Group”) and presented the general arrangements of the meeting. Dr Neilson proceeded to review the Agenda which was adopted with some changes (**Appendix 1**).

A list of meeting participants is attached as **Appendix 2** and the list of scientific documents presented at the meeting is attached as **Appendix 3**.

The following participants served as Rapporteurs for various sections of the report:

<i>Section</i>	<i>Rapporteurs</i>
1, 13	P. Pallarés
2	I. Andrushchenko
3, 4, 5, 6, 7	M. Neves dos Santos, R. Forselledo, C. Palma, M- Ortiz
8	G. Díaz, L. Kell, J. Walter, M. Schirripa
9	C. Brown, T. Frédou
10	L. Kell
11, 12	J. Neilson

## 2. Review of historical and new information on biology

No new documents on biology were submitted to the Group. However, two recently published papers pertaining to biology of swordfish were made available to the Group for consideration.

The Group considered revisions to length weight relationships for Atlantic swordfish, based on information presented by the Secretariat. At the present, the SCRS uses several weight-size relationships for the north (N-SWO) and south (S-SWO) stock units. These include particular weight - size relationships for sub-stocks units, as follows: Northwest Atlantic (NWA-SWO), North central Atlantic (NCA-SWO), and North East Atlantic (NEA-SWO) for the N-SWO, and Southeast Atlantic (SEA-SWO) and Southwest Atlantic (SWA-SWO) for the S-SWO. **Table 1** summarizes the relationships currently in use. It was noted that the relationships rely on different types of weight (gutted, dressed or round) and length (lower jaw fork length – LJFL, eye fork length EYFL) measurements. Plots of the predicted weight at size show very similar trends for all power functions, except for the SW-ATL (Amorin *et al.* 1979) which departs substantially from all other relationships by estimating larger weights for a given length. In some cases, differences in predicted weight could be from 34% to 75% higher (LJFL 50 - 200 cm) (See **Figure 1**). A detailed review of the SW-ATL equation (Amorin *et al.* 1979) showed that the estimated parameters do not match the plot presented in this document or the authors' conclusions. Furthermore, in consultation with Brazilian scientists, an updated document was presented in 2001 (Hazin *et al.*, 2001) for the SW-ATL weight size relationship of swordfish (**Table 1**).

When the SW-ATL relationship (Amorim *et al.* 1979) is excluded, the rest of the Atlantic weight-at-size relationships are in close agreement for fish in the 50-250 cm LJFL size range. Although the relationships are sub-stock and area specific, limitations in information on geographical distribution of the historic catches results in a level of uncertainty in these stratifications. In addition, catch and effort data for the main swordfish fisheries between 1960 and 2011 are reported in overlapping strata, making appropriate sub-stock area-specific division of catch-at-size very difficult. Finally, the mix of different types of weight and length measurements contributes to the difficulty of generating appropriate catch-at-size. Given the issues described above, the Secretariat Statistical Group proposed the following:

- 1) Consolidate to weight - size relationship for each stock unit and generate one relationship for the north (N-SWO) and one for the south (S-SWO) Atlantic stock, all based on LJFL generated from reliable round weight data.
- 2) Exclude the SW Atlantic (Amorim *et al.* 1979) relationship, until it can be verified and updated. The revised relationship for SW Atlantic in Hazin *et al.* (2002) could be included.
- 3) Continue to use Atlantic-wide conversion factors for size from Eye-Fork (EYFL) to LJFL (Rey and Gonzalez-Garces 1978), and Opercula-Fork (OPFL) to LJFL (Rey and Gonzalez-Garces 1978)
- 4) Continue to use stock conversion factors for weight (dress or gutted) to (round) for the North (Turner 1987, Mejuto *et al.* 1988) and South (Mejuto *et al.* 1988).
- 5) The proposals above will be considered interim solutions and it is recommended that these morphometric relationships be supplemented with original data and updated with new, more recent data. It is also recommended that estimates of variance for the estimated parameters be provided (see Recommendation section).

**Appendix 4** summarizes the actual methods, inputs and output of the above proposal. Briefly, the combined size weight relationship in Item 2 were estimated as the geometric mean of the corresponding available functions N-SWO (Turner 1987 - NWA-SWO; Mejuto *et al.* 1988 - NCA-SWO; Mejuto *et al.* 1988 NEA\_SWO), and for the south-SWO (Mejuto *et al.* 1988 - SEA-SWO and Hazin *et al.* 2001 - SWA-SWO) all in common units of weight and size (round weight kg, LJFL cm). **Figure 2** compares the proposed combined weight size relationships against the individual, sub-stock specific relationships. The proposed combined weight conversion factors (**Table 2**) were averaged from the sub-stock specific weight conversion factors.

### 3. Review of Task I data

#### 3.1 Overview

Directed surface longline fisheries from Canada, EU-Spain and the United States have operated since the late 1950s or early 1960s in the North Atlantic. The harpoon fisheries have existed at least since the late 1800's in the NW Atlantic. Other directed swordfish fisheries include longline fleets from Brazil, Morocco, Namibia, EU-Portugal, South Africa, Uruguay, and Venezuela, among others. Additionally, some driftnet activities occurred around the Strait of Gibraltar area and in other Atlantic areas (e.g., off the coast of West Africa). The primary by-catch or opportunistic fisheries that take swordfish are tuna fleets from Chinese Taipei, Japan, Korea and EU-France. The tuna longline fishery started in 1956 and has operated throughout the Atlantic since then, with

substantial catches of swordfish in some years that are produced as a by-catch in their fisheries targeting different tuna species. However, in recent years some of the fleets that traditionally caught swordfish as a by-catch, have opportunistically target it.

### 3.1.1 Total Atlantic

The Atlantic-wide total catch of swordfish (North and South, including reported dead discards) estimated for 2011 (23,888 t) represented a slight decline from that in 2010 (24,209 t). 2011 catches should be considered provisional and subject to further revision. **Figure 3** shows the evolution of swordfish overall catches in the Atlantic Ocean, the catches in the Northern and Southern stocks and the respective TACs.

### 3.1.2 North Atlantic

For the past decade, the North Atlantic estimated catch has averaged about 11,704 t per year (**Table 3** and **Figure 3**). The catch in 2011 (12,834 t) represents a 37% decrease since the 1987 peak in North Atlantic landings (20,236 t). These reduced landings have been attributed to ICCAT regulatory recommendations and shifts in fleet distributions, reduction in fishing effort, including the movement of some vessels to the South Atlantic or out of the Atlantic. In addition, some fleets, including at least the United States, EU-Spain, EU-Portugal and Canada, have changed operating procedures to opportunistically target tuna and/or sharks, taking advantage of market conditions and higher relative catch rates of these species previously considered as by-catch in some fleets. Recently, socio-economic factors may have contributed to the decline in catch.

### 3.1.3 South Atlantic

The historical trend of catch can be divided in two periods: before and after 1980. The first period was characterized by relatively low catches, generally less than 5,000 t (with an average value of 2,300 t). After 1980, landings increased continuously up to a peak of 21,930 t in 1995, levels that match the 1987 peak of North Atlantic harvest (20,236 t) (**Table 3** and **Figure 3**). This increase of landings was, in part, due to progressive shifts of fishing effort to the South Atlantic, primarily from the North Atlantic, as well as other waters. Expansion of fishing activities by southern coastal countries, such as Brazil and Uruguay, also contributed to this increase in catches. The reduction in catch following the peak in 1995 resulted from regulations and partly due to a shift to other oceans and target species. In 2011, the 11,055 t reported catches were about 50% lower than the 1995 reported level.

## 3.2 Fisheries description

During the meeting, national scientists presented short descriptions of recent developments in the swordfish fisheries in their countries.

*Brazil:* From 2008 to 2011, the Brazilian swordfish catches were: 3407 t (2008), 3386 t (2009), 2926 t (2010), 3033 t (2011). In 2009 catches were kept at the same level as 2008, but decreased slightly (around 400 t) in 2010 and 2011, mainly due to a significant reduction of the fishing activity from the Port of Santos. There are two main fishing grounds which are exploited by the Brazilian fleet: an equatorial area, between 5°N and 5°S, and another one, in the southern coast, around Trinidad Island (~20°S). There was no change in fishing distribution in the recent period, and no change in fish size (range in LJFL was 90 to 260 cm).

*Canada:* Canadian swordfish are caught by harpoon (10% of national quota) and longline (90% of national quota) from Georges Bank to east of the Grand Banks of Newfoundland from May through November. Over the past decade, total landings (including dead discards) peaked at 1,664 t in 2005. The landings in 2012 (1,488 t) represent a decline since that time, but this total does not yet account for dead discards. The distribution of longline catches has changed since the last stock assessment in 2009. There were fewer trips east of the Grand Banks due to a lack of persistent warm core rings and sharp horizontal temperature gradients indicative of productive fishing, the high cost of fuel and an abundance of swordfish closer to shore. Since 2002 the fishery has been managed under an Individual Transferable Quotas (ITQ) system, which has eliminated the competitive nature of the fishery. Swordfish are caught primarily on the edge of the Scotian Shelf and Grand Banks while tunas (albacore, bigeye and yellowfin) are generally caught south of the shelf edge, in warmer water. According to the Canadian fishing industry, the longline fishery now principally directs for tunas.

*EU-Spain:* An extensive description of the recent changes in the North and South Atlantic fisheries is included in several paper submitted to the Group (SCRS/105, 106, 107, 108) including North and South nominal catch per effort information for the period 1986-2011. No relevant changes have occurred since the last assessment in the

case of the North Atlantic Spanish fleet. Landings in the total Atlantic during the recent period 2010 and 2011 were 9948 t and 9589 t. There were also consolidated changes in the Spanish fisheries operations in most recent period in addition to those produced by regulations. As previously reported, the North Atlantic fleet has kept a multi-species fishery due to changes in quotas and the market (increases in the price of other species). Additionally, most of the vessels have already been using the monofilament gear. Recent studies indicate that the monofilament longline regularly show higher catch rates per hook than the traditional longline style, with an estimated mean efficiency of 2.6, 1.9, 1.3 and 2.0 greater than the traditional longline for *Xiphias gladius*, *Prionace glauca*, *Isurus oxyrinchus* and billfishes, respectively.

*EU-Portugal:* The Portuguese pelagic longline fishery started in the late 1980's in the North-eastern Atlantic, and gradually expanded to other Atlantic areas (first catches in the Southern Atlantic occurred in 1995). Currently, the fleet catches swordfish over a wide geographic area throughout the Atlantic Ocean. Most of the fishing effort is concentrated in the North-eastern Atlantic, between the Portugal mainland and the Azores. Other important fishing grounds include the North-eastern tropical, the Equator and the southern Atlantic areas. The Portuguese swordfish catches reached a peak of 2092 t in 1996. The landings in 2012 (1,447 t, of which 1,167 were caught above 5°N) represent a decline since that time. The average landings for the last decade (2003-2012) have been of 1352 t. There were some changes in the Portuguese swordfish fisheries since the late 1990's, as reported over the past decade. The fleet has kept a multi-species fishery due to changes in the market (increases in the price of other species, e.g. sharks and tropical tuna) and management regulation. On the other hand, a shift of some vessels out of the Atlantic occurred between 2001-2007, particularly to the Indian Ocean. Additionally, all vessels have switched from the traditional multifilament to monofilament gear since the mid-2000s. The fishery has been managed with Individual Quotas for a number of years, but since 2013 an Individual Transferable Quotas system has been implemented.

*Japan:* In the North Atlantic Japanese longliners primarily target bigeye and bluefin tuna, whereas swordfish is caught as by-catch (being an important component of it). The amount of fishing effort has decreased largely in the 1990s, was and has leveled off since 2000. In the northern region of the north Atlantic (north of 20°N) there is a notable decreasing tendency since 2005. In 2011 fishing effort amounted to only 10% of the 2005 level. In the tropical north Atlantic (south of 20° N), the fishing effort shows a general increasing trend. The fishing effort was exerted in a wide area of the north Atlantic from the south of Iceland to the central tropical waters off Africa. There was a tendency of higher concentration of fishing effort in the temperate north Atlantic between 25°N and 35°N. The seasonal distribution clearly indicated a high concentration of fishing effort in areas such as the south of Iceland, off east coast of North America, as well as tropical areas (south of 20°N). In the previous two areas, fishing takes place from the 3<sup>rd</sup> quarter to the 1<sup>st</sup> quarter, while the tropical fishing grounds are fished all year round. Catches of swordfish show a decreasing trend in recent years. In 2012 the catches amounted to about half of that in 2007, primarily due to the decrease of effort in the western temperate Atlantic where relatively higher CPUE of swordfish is obtained. In the South Atlantic Japanese longliners primarily target bigeye and southern bluefin tuna, with swordfish beings caught as by-catch. In the tropical Atlantic fishing effort has demonstrated an upward trend during the mid-2000s. The fishing effort was exerted in a wide area of the south eastern Atlantic, from tropical waters to off South America. In 2010 and 2011, fishing effort was observed in the waters off Uruguay. The amount of effort peaked in the mid-1990s and showed a sharp decreasing trend to 2000, when it leveled off. The average amount of effort in the 2000s has been about half of the mid 1990s level. Followed by decreasing effort, catch of swordfish also decreased from about 5,000 t in 1993 to 700-800 tons in the first half of the 2000s. These lower catches during the first half of the 2000s were affected by the discards and released activities of the northern stock, as many of the Japanese longliners operated in the stock boundary area. The reported catch increased to 2,150 t in 2007 and then decreased to 900 t in 2011.

*Morocco:* The Moroccan longline fishery targeting swordfish in the North Atlantic Ocean is relatively recent compared with other tuna fisheries in particular the gillnet and the tuna traps fisheries. This fishery has been operating since the beginning of the last decade (2003), off southern Morocco Atlantic coast between the latitudes 20° and 26° N. This swordfish fishery is conducted by freezer longliners that are equipped with drifting longlines (marrajera). These fishing units primarily target swordfish, but they also capture yellowfin and bigeye tunas, and sharks. The annual average size of swordfish ranged between 126 and 152 cm, with a slight overall decreasing trend during the period 2003-2010. This fishery is relatively recent compared with other traditional tuna and tuna like species fisheries. This fishery has known a remarkable development in recent years in terms of catches. It occurs throughout the year, with higher catches during the third and the fourth quarters. In terms of catches, this fishery has contributed in most recent years with 400 t on average.

*Uruguay:* After a recent five years period of decreasing catches (2004: 1105 t to 2008: 370 t), the Uruguayan captures of swordfish increased to 501 t in 2009, followed again by a decreased in 2010 (222 t) and 2011 (179 t).



The increase in 2009 was due to the reactivation of some boats and the incorporation to the fleet of a new fishing boat targeting swordfish. The decrease in captures after 2009 has been caused by a change in the target species of some boats, together with a reduction in the fishing effort. Decline in the U.S. market demand, the main buyer of fresh Uruguayan swordfish, together with the occurrence of fishermen labor conflicts produced a decrease in the fishing effort, with some boats ceasing their fishing activities after 2009. At the same time, during this period there was an increase in the captures of blue shark, coinciding with an increase in the price of this product, mainly in the Brazilian market. It is expected that this situation will revert starting at the end of 2013, with the incorporation of the new licenses for targeting swordfish and tuna species.

*United States:* U.S. catches (landings+dead discards) of swordfish peaked in 1989 with a total of 6,411 t. Since then, United States catches followed a declining trend until 2006, when U.S. catches (2,058 t) were at the lowest level since 1977. After 2006, U.S. catches have fluctuated around somewhat higher levels. In 2011, the United States reported 2,888 t of total swordfish catches, an increase of about 20% with respect to the previous year. In 2011, 93% of all United States swordfish catches were from pelagic longline vessels. United States longline vessels operate throughout the western Atlantic including the Gulf of Mexico and Caribbean Sea. The main targets of the U.S. pelagic longline vessels are yellowfin tuna and swordfish. In the mid-1990s, the U.S. pelagic longline fleet consisted of about 400 active vessels. The number of active vessels has decreased since then and only about 112 vessels were active in the pelagic longline fishery in 2011. Management regulations, market conditions, and fuel prices are some of the reasons for the reduction of the fleet. In 2001, a number of time/area closures came into effect for the pelagic longline vessels operating within the United States EEZ. Two year-round closures, one in the Gulf of Mexico and the other in the Florida east coast, were established to reduce longline bycatch including that of undersize swordfish. Three other areas have seasonal closures and they were also established to reduce longline bycatch including that of undersize bluefin tuna. During 2001-2003, areas around the Grand Banks were closed in order to avoid sea turtle bycatch, with the exception of vessels participating in experiments exploring approaches for reducing such bycatch. The area was reopened to all U.S. vessels in 2004 when circle hooks became mandatory for the U.S. pelagic longline fleet, with the aim of reducing sea turtle bycatch mortality. Beginning in 2011, the use of a thinner “weak” hook (designed to straighten when a large fish is hooked) was required for all U.S. pelagic longline vessels operating in the Gulf of Mexico in order to reduce the bycatch of bluefin tuna. These new hook types do not affect the catch rates of swordfish (SCRS/2013/114). The Deep Water Horizon oil spill had a major impact in the Gulf of Mexico, resulting in substantial reductions in longline effort and swordfish catches beginning in 2010 and continuing into the third quarter of 2011. The United States also has a recreational swordfish fishery. Although recreational swordfish landings are very small compared to the total United States landings (54 t in 2011), this fishery has expanded during the last decade and is projected to continue growing.

### 3.3 Task I (nominal catches)

The Secretariat presented the nominal catches (Task I) for the period 1950-2011 (**Figure 4**). The Group reviewed in detail the catch distribution by stock, fleet, gear and year and noted the good coverage of the data reported to the Secretariat for 2011. Minor revisions (Argentina, Chinese Taipei, EU-Spain, Senegal and Trinidad and Tobago) were applied to the 2011 Task I data approved by the SCRS during the 2012 SCRS plenary meeting. There are, however, some uncertainties related to the catch allocation per stock of Senegal and South Korea (Korea only reported dead discards for 2011). The Secretariat will contact the respective statistical correspondents in order to solve these matters. In addition, the Group also agreed to merge the Portuguese (mainland longline fleet only) surface unclassified catches with the “LLHB” into to “LL-surf” (as it was proposed by the Portuguese national scientist). Both series (old and final) are presented in **Table 4**. A revised Task I table with all these revisions was approved by the Group. The Task I summary catch table is shown in **Table 4**. The cumulative catches of the major fishing countries per stock are presented in **Figures 4** and **5**. The geographical catch distribution of the swordfish catch for the entire Atlantic (CATDIS estimations, in 5 by 5 degree squares) by major fishing gears and by decade are shown in **Figure 6**. The lower catches in 2011 (23,888 t) compared to 2010 (24,209 t) could be due in part to some socio-economic conditions and/or a change in the targeted species, as discussed in section 3.2.

The Group noted that there were a considerable number of live discards reported by the Japanese fleet over the period 2000 – 2005. These live discards were made to meet a quota overrun situation, which was resolved in 2006. The live discards could be a significant source of uncounted mortality, given the scale of the live discards (**Table 5**), and the unknown post-release survival.

SCRS/2013/102 reported first estimates of the proportion of captured swordfish (*Xiphias gladius*) retained and discarded by the Uruguayan swordfish fishery. The results were based on data obtained by the Uruguayan

Observer Program on board of national and Japanese flagged vessels operating in Uruguayan and international adjacent waters. Proportions of the different catch components (retained, retained bitten, discarded dead, discarded bitten, released alive and lost) in relation to the total swordfish capture were presented. The preliminary results suggest that the retained bitten and the non-retained catch of swordfish (most of which is discarded dead) may represent a considerable proportion of the total catch, and the exclusion of this discarded catch from stock assessments could result in underestimations of total fishing mortality. The Group agreed that the inclusion of size data for the non-retained capture can be useful information. The Group requested Uruguay, with the agreement of Japan, to report the CAS for the Japanese fleet that operated in Uruguayan waters during the period 2009–2011. Uruguay agreed to present such information, prior to the 2013 Swordfish Stock Assessment Session.

### ***3.4 Data submission***

The Secretariat highlighted the fact that some important data (including historic time series of size information) were submitted after the deadline established by Circular #1542/13. This deadline was established according to the swordfish work plan and in agreement with the SCRS recommendation on data submission, with the objective of allowing the Secretariat sufficient time to compile the information received and to prepare all the required datasets (CATDIS, CAS, CAA, etc.) in advance of the meeting. **Table 6** shows the Task II size information received (including reported CAS), processed and merged into ICCAT-DB Overall, about 18% of the whole records of Task II size information (219,195 out of 1.1 million registers) for swordfish (1950-2011) had to be updated during the data preparatory meeting. Task II catch and effort reviews were also presented. For the Secretariat, the only way to comply with the SCRS requirements on statistics is to develop a work plan tied to the deadlines established, particularly if the calendar of meetings is so heavy such as is the case this year. For this reason, any delay in receiving data implies an overload of work for the Secretariat as well as delays in future works or, in its worst case, the impossibility of preparing the datasets requested by the Group.

## **4. Task II catch/effort**

The available Task II catch and effort (T2CE) data = (per stock, year, major gear and flag) for the major fisheries are identified on the respective catalogues (SWO-N: **Table 7**, SWO-S: **Table 8**) with the “a” character within each Task II row (DS=“t2”). Fisheries are ranked according to its overall importance (total weight of the 1980-2011 catches) in Task I.

### ***4.1 North Atlantic***

The SWO-N catalogue shows that the 6 most important SWO-N fisheries (EU-Spain, U.S.A., Canada, Japan, EU-Portugal, Chinese Taipei) have their T2CE data series almost complete in the last twenty years. Some datasets that were recently reported to the Secretariat completed the series above. There are, however, some missing T2CE datasets for the earlier years. These missing datasets should be taken into account by National scientists present at the meeting and be recovered and reported to the Secretariat as soon as possible.

The Group noted that the T2CE reported should contain both landings and discards (dead and/or alive) as indicated in the last T2CE electronic forms approved by the SCRS (form ST03-T2CE). Another important issue raised by the Secretariat is related to the inconsistencies found in the Korean T2CE series in the last two/three years. The geographical classification (5 by 5 squares) of the entire sets reported seems to be inconsistent. The Group supported the Secretariat proposal to request a complete revision of the T2CE Korean series. This attempt for clarification of the Korean T2CE statistics is recurrent (made several times in the past without any response) and various years have pending clarifications.

### ***4.2 South Atlantic***

The SWO-S catalogue shows that, the 6 most important SWO-S fisheries (EU-Spain, Japan, Brazil, Chinese Taipei, Uruguay, Korea Rep.) are not as complete as the northern stock in the last twenty years. In particular for the Korea Republic who did not report 2010 and 2011 data for the southern stock. The earlier (prior to 1990) series do have some missing T2CE data. These missing datasets should be taken into account by National scientists present at the meeting and be recovered and reported to the Secretariat as soon as possible.

## 5. Task II size data

The ICCAT database includes over one half million records of size frequency data of swordfish stocks submitted by CPCs since 1970 (**Figure 7**). However, most of the data was reported after 1980. For SWO-N the size frequency data comprises reports from 19 CPCs, representing over 30 flag-fleet codifications. The main reported gear is longline, 91%, followed by surface gears (harpoon, hand lines, rod & reel, sport and trawl) (5%), gillnets (1%), and others (including baitboat, mid-water trawls, and unknown) (**Figure 8**). For the south-SWO, the size data comprises reports from 17 CPCs representing over 50 flag-fleets notably the complex Brazilian-other CPCs fleets. Also, almost all size data is from the longline gear (98%) and very few observations from gillnet (**Figure 8**). Maps of the 5°x5° spatial annual distributions of size samples are presented in **Figure 9**. Overall, the spatial coverage of size sampling after 1980 is wide and sufficient for the Atlantic stocks.

Most of the data are reported as length measurements, mainly lower jaw fork length (LJFL), but also eye-fork length and opercula fork length. However, a significant component has also been reported in weight (headed weight) categories. For the analyses, only size measurements were included and all sizes were standardized to LJFL cm using the size conversion factors proposed in Section 2. Separate analyses are presented for the weight frequency data. Preliminary review of size data excludes sizes less than 30 cm and greater than 300 cm. **Figure 10** shows the overall size distribution of swordfish by stock. Overall, the size distribution of swordfish is similar between the north and south stocks, with the majority of the size samples between 75 and 250 cm and a mode around 150 cm. The size distribution by main gear is shown in **Figure 11**. Smaller swordfish were typically caught by gillnet, and for the north-SWO stock larger swordfish were caught by surface gears. However, in the north there is wide overlapping of size distribution among gears, except for the surface gear.

A Review of the size distribution by year (**Figure 12**) showed some trends, particularly in early years. For example, in 1974 there is a noticeable unusual occurrence of small size fish in the north stock which is unexplained. For the north and south stocks, the median size ranged from 150 to 175 cm for most of the time series. There were not clear differences in size distribution by quarter; only to note that in quarter 3 (Aug-Oct) there is a reduction of the smaller size fish distribution in the north-SWO (**Figure 13**).

The review of the weight size distribution data was restricted to the U.S. longline fishery (**Figure 14**). The weight distributions are mainly for the north stock (1978–2011), with few observations from the south (1998–2005). The heavier fish were recorded in the earlier years of the time series, followed by rather stable weight distribution with mean weights about 30–35 kg.

The Group noted an unexplained decline from 1981 to 1982 in the weight frequencies distributions reported by the U.S. The Group requested that National scientists to investigate this decline.

After a review of the size samples for 1974 (See **Figure 11**), the Group noted that the unusual pattern of swordfish between 80 and 100 cm corresponded to size samples from EU-Spain that were originally reported in EYFL measures that likely corresponded to samples from the Mediterranean gillnet fisheries. The Group recommended to exclude these size samples until clear information on the origin of these data is available.

## 6. Catch-at-size (CAS), Catch-at-age (CAA) and Weight-at-age (WAA)

### 6.1 Catch-at-size (CAS)

The Secretariat updated the entire catch-at-size (CAS) estimations (from 1978 to 2011) for both stocks taking into account the significant revisions of size frequencies reported by Japan for both stocks, EU-Portugal (SWO-S), Chinese Taipei (both stocks), Ghana (SWO-S), Canada (SWO-N), Morocco (SWO-N), Uruguay (SWO-S), and Venezuela (SWO-N). The revised weight/length relationships (see section 2) were used to adjust the CAS weight equivalent (of the number in the catch composition) catches to Task I catches. The overall CAS matrices by year and 5 cm lower-jaw fork length are shown in **Tables 9** (SWO-N) and **10** (SWO-S). The mean weights series estimated from the CAS are presented in **Figures 15** (by stock) and **16** (by major flag).

The overall CAS estimations for both stocks utilises two types of size information reported to ICCAT. The first and most important one (in terms of overall weight) is the CAS estimated by national scientists using their own substitution rules. These reported CAS datasets are often adjusted to the Task-I equivalent catch. The second one is the size frequencies samples information. Those samples are directly raised to the equivalent Task-I catch. Whenever, for a given fishery period (fleet/gear/year/stock combination), there is not one of the two types of size

data described above, a substitution rule is applied. **Figures 17** (SWO-N) and **18** (SWO-S) show, for the 2001 to 2011 period, the importance (in weight equivalent Task-I catch) of each type of size information reported (“CAS (adjusted)”: CAS reported with possible adjustments to Task-I; “T2SZ(raised)”: size frequency samples raised to Task I) as also as the ratio of the substitutions used by the Secretariat in the CAS estimations. The level of CAS reported is higher in SWO-N (73% on average) than it is in SWO-S (43% on average). The substitution ratio (whether using CAS or T2SZ) is also lower in SWO-N (19% on average, with large variations from 7% to 39%) than it is in SWO-S (25% on average, with large variations from 5% to 39%). These levels of substitutions are considered low, when compared to the majority other ICCAT managed species. But, they can be further improved if the missing size information (see SWO catalogues: **Tables 7** and **8**) is duly recovered and reported to ICCAT.

The Group noted that, the SWO-S catch-at-size has an unusual peak around the 95 cm class bin (1996 to 2007) which could require a future analysis.

SCRS/2013/111 described the catch-at-size of swordfish caught by the Moroccan pelagic longline fishery between 2003 and 2011. The analysis was based on port sampling data and it showed a decreasing trend of fish mean size until from the beginning of the time series to 2008, followed by a slight increase. Moreover, mean size tended to decrease throughout the year. The Group noted a sharp decrease in the mean size in the early years of the time series, which was attributed to low sampling coverage. It was suggested to gather the data by quarter (instead of month) and the use of box plots, to better display the variance and central tendency of the information.

## 6.2 Catch-at-age (CAA)

No catch at age estimations were obtained from CAS.

## 7. Tagging data

The Secretariat presented to the Group the SWO conventional tagging information, noting that no major updates were made since 2012 (only a few recoveries reported by Portuguese scientists). The summary of the tagging (releases/recoveries) is presented in **Table 11**. Maps of overall (all years combined) releases and recoveries density plots and apparent displacement (straight lines from release position to recovery position) are presented in **Figure 19**. The Group identified and discarded some erroneous northern-to-southern hemisphere movements (reported by USA and Canada). The Group considers that the continuous revision process of the conventional tagging information be maintained (a SCRS recommendation) and suggested an increasing participation of National scientists in the revision process.

## 8. Available modeling approaches

### 8.1 Surplus Production Models (ASPIC)

*Model assumptions:*

Catchability is constant; therefore, any changes in catchability have to be modeled within the CPUE series. Recruitment and  $M$  are constant over time. There is an immediate response of the stock to  $F$ . All ages are fully selected. All fish in the population are mature.

*Model Inputs:* Catch and CPUE series.

*Model outputs:* Trajectories of  $F$  and  $B$ . Trajectories of relative  $F$  and  $B$ . Catchability  $q$  for each CPUE series. Confidence intervals. Carrying capacity  $K$ ,  $B_1/K$ ,  $r$ . Projections

*Diagnostics:* Sum of Squares. Residual plots of fits to CPUEs. Retrospective patterns.

*Key parameters:*  $B_1/K$ ,  $r$ .

### *Uncertainties:*

The Group discussed how uncertainty is handled within ASPIC. It was agreed that this assessment model does not allow for the inclusion of uncertainty of the model inputs (e.g., CV of the CPUE series). In prior assessments, uncertainty in the CPUE series were incorporated by making separate runs using the median and upper and lower 95% confidence intervals, bootstrapping the results, and combining the bootstrap outputs. New approaches to deal with uncertainties within ASPIC have been developed and will be presented to the Group in the near future.

The Group noted that other approaches to deal with uncertainty was by fixing some of the input parameters at different values and assessing the sensitivity of the model results to the different initial condition (e.g., fixing  $B1/K$  at 0.3, 0.4, 0.5, and 0.6). Running the model using different production functions was also deemed as being a way to assess uncertainty.

### *Model strengths and weaknesses*

Because of the limited data requirements, this model is easier to be supported by the Secretariat. ASPIC is easy to use and many national scientists are familiar with its use. It is considered to be useful for data limited situations. ASPIC is fast to run and facilitates simulation testing. Because of the limited data requirements, it allows the use of longer time series where data from earlier periods are usually poor. It only estimates few parameters but these are typically the ones needed to provide management advice. ASPIC quickly produces diagnostics, bootstrap results, and projections. However, ASPIC does not necessarily reflect the true dynamics of the stock/fishery and it can't take into consideration any variability in recruitment or changes in catchability. The model can't accommodate changes in management regulations, like changes in minimum size, so this needs to be taken into account in the CPUE series. ASPIC often cannot resolve indexes of abundance with conflicting trends.

It was acknowledged by the Group that the surplus production model ASPIC has been used to assess SWO for the past 20 years. One of the reasons was the need for continuity in the assessment methodology after ICCAT implemented the SWO rebuilding plan in 1996 [Rec. 95-11]. The Group discussed the need to apply some caution when using this modeling approach. In particular, when considering the assumption of constant catchability at different levels of biomass and the possibility of hyperstability and hyperdepletion. However, it was pointed out that hyperstability is more related to purse seine fisheries and, therefore, less applicable to the Atlantic swordfish case. The Group also discussed what in the literature is known as a 'One way trip', in other words, when the data used for input in the model only includes the time period when increases in effort resulted in decreases in CPUE. The Group highlighted the simple data requirements that allow the use of relatively long time series of catch which is unusual in stock assessments conducted by the SCRS. The Group recognized the problems that arise when the available CPUEs have conflicting trends. Although this problem can be alleviated by estimating a combined CPUE (as it was done in previous assessments with ASPIC), this approach can potentially create biased results. Thus, the Group engaged in an extensive discussion on the potential methods that can be used to estimate the combined index, and some of the potential benefits and shortcomings of this type of index. It was pointed out that since all indexes most probably do not have the same selectivity, a combined index could represent the entire stock and be more appropriate for a biomass model. It was acknowledged by the Group that many fleets have operated over a reduced area and fishing season, and that these changes can create problems when trying to estimate a combined index. In addition, the Group agreed that problems with CPUE series, like known changes in catchability over time, have to be dealt outside the model as the model does not have the flexibility to accommodate this type of problems. It was proposed that, as an exploratory tool, ASPIC can be run with a combined index and then one CPUE series at the time to learn what information is provided by each index and how influential to the final results each index is. With regard to weighting of the indexes of applying different weights to different years in the time series, it was pointed out that ASPIC does not allow for different weighting by year, but it does allow to apply different weights to different CPUE series.

The Group agreed that it would be important to use ASPIC in the upcoming assessment, particularly given the need to have a continuity case and, therefore, it recommended its use for both the North and South Atlantic SWO stocks.

## 8.2 Virtual Population Analysis (VPA)

### *Model assumptions:*

The model assumes that the assessed stock corresponds to one closed population or two intermixing populations. Rapid mixing is assumed throughout the home range of each population or random fishing. The natural mortality rate on each age group is considered to be constant through time. The catch of each age group is assumed to be known with no error. The abundance, mortality, and tagging data, however imprecise, accurately represent the population. The growth curve is known exactly.

*Inputs:* Catch series, CPUE, Catch-at-age.

### *Model outputs:*

Trajectories of F and B. Trajectories of relative F and B. Catchability  $q$  for each CPUE series. Confidence intervals. Projections,  $F_{MSY}$  and  $F_{0.1}$  related benchmarks can be obtained using additional projection software.

*Diagnostics:* Plot of fit to indices. Retrospective patterns.

### *Uncertainties:*

Estimated within model by bootstrapping. Input CVs on the CPUE series.

### *Key parameters:*

F ratio (ratio of the fishing mortality rate on the oldest age to that of the next younger age) and blocks for estimating, terminal year Fs (usually constrained assuming similar vulnerability in last  $n$  years).

Any benchmarks (status considerations) require using a SRR or proxies.

### *Strength and weaknesses:*

The VPA method has been commonly used by the SCRS for stock assessment purposes, simulation tested, it provides a variety of diagnostic. Fewer assumptions than Statistical Catch at Age (SCA) approaches, *arguably* fewer than biomass dynamics approaches. VPA can handle varying selectivity and, in general, projections can accommodate some of the management issues (size limits, etc). It can accommodate multiple CPUE indices with different selectivities (partial catches).

The method does not explicitly impose productivity estimates on the population like BSP or, as is often the case, SCA when steepness values are fixed or input with restrictive values. It can only estimate uncertainty within the model through bootstrapping. Assumes CAA is known without error. Requires substantial support from the ICCAT to prepare the CAS and CAA matrices.

VPA has been used in previous SWO assessments (e.g., 2002, 2006, 2009), but not to provide management advice. The Group agreed that because of the high uncertainty of the SWO CAA, VPA is likely not to be the most suitable model to assess SWO. However, the Group also recognized that not using age-specific indexes might help to reduce this particular limitation of VPA. The Group noted that recent revisions to the CAS might affect the performance of VPA for this species. However, the Group did not evaluate this newly available CAS. In the particular case of SWO, other difficulties to apply VPA include that fish are aged only to 5 owing to the inability to reliably age older fish and the year round spawning observed in this species. Thus, VPA uses a 5+ age group that in turn masks much of the dynamics of the stock. This particular issue also results on the VPA being highly sensitive to the F ratios.

The Group deliberated about the need to continue using VPA given the model assumptions that require knowing CAA without error, that this model has not been used to formulate management advice in the past, and that it requires substantial resources from the ICCAT Secretariat. However, it was pointed out that VPA can still be used as an exploratory tool to better understand changes in selectivity or the influence of the different inputs.

After weighting all the strength and weaknesses of the VPA, the Group agreed not to recommend its use in the upcoming assessment.

### 8.3 Bayesian Surplus Production model 2 (BSP2)

Document SCRS/2013/100 presented an update (BSP2) to ICCAT's Bayesian surplus production stock assessment software (BSP). BSP2 offers a new implementation that models process error in the dynamics equations and observation error in predicted states (i.e., a state-space model). The software can accommodate a variety of different priors for key parameters including carrying capacity ( $K$ ), the maximum rate of population increase ( $r$ ), and the ratio of stock biomass in the initial year to carrying capacity ( $B_{init}/K$ ). The software enables Bayesian integration for computation of marginal posterior probability distributions for parameters and management variables and outputs for inclusion in Kobe plots. Bayes factors can be computed to evaluate the relative credibility of different production functions and different model runs (e.g., different priors and catch history scenarios) when different model variants are fitted to the same abundance index data. The software has been simulation tested and found to recover with reasonable accuracy (within plus or minus 20%) the underlying "true" parameters and "true" population states, even when data have been simulated with high imprecision and high process error in state dynamics.

#### *Model assumptions:*

A one year lag adequately characterizes the influence of annual stock biomass on future surplus production as in any production model including ASPIC. Abundance indices are related to stock biomass via a constant of proportionality whereby there is no hyperdepletion or hyperstability in the index. Surplus production can be described by either the Schaefer model or the Fletcher generalized production function.

#### *Model inputs:*

Catch series. CPUE. Priors for  $K$ ,  $r$ ,  $B_0/K$ , process error deviates. A fixed value for the prior standard deviation in process error deviates. A CV for each abundance index that is constant over time, and if judged appropriate an additive CV by year for each abundance index. A fixed value for the autocorrelation in process error deviates for years following the last year of data. Specification for the type of surplus production function (Schaefer, Fletcher-Schaefer) and the parameter value for the inflection point.

#### *Model outputs:*

Posterior distributions for estimated parameters ( $r$ ,  $K$ ,  $b_0/K$ ,  $\sigma$  (index)), stock biomass, MSY, annual  $F$ ,  $F/F_{MSY}$ ,  $B$ ,  $B/B_{MSY}$ , replacement yield,  $\ln(\text{average weight})$ .

#### *Diagnostics*

Plots of posterior median process error deviates by year, together with probability intervals by year. Plots of the fit of the posterior median stock biomass to abundance index data. Plots of post model pre-data distributions, priors, and posteriors. Graphical and numerical diagnostics for importance sampling, as importance sampling is running

#### *Uncertainties:*

Uncertainties in estimated parameters, model variables, show in posterior distributions, standard deviations, coefficients of variation, probability intervals. Bayes factors can be computed from the average importance ratio by run and can be used to weight output distributions from different runs to show the uncertainty in stock status and variables of interest resulting from uncertainty in model structure.

*Key parameters:*  $r$ ,  $K$ ,  $B_0/K$ ,  $B_{MSY}/K$ .

#### *Strength and weaknesses:*

The model makes no assumptions about vulnerability at age. It uses available life history data to develop a prior distribution for  $r$ . BSP2 is highly flexible approach to fit data. Rigorous theoretically consistent methodology to account for uncertainties in data and uncertainty between model forms. State-space production models found to perform acceptably well in estimation of stock biomass and in management procedure evaluations for a recovering stock/ noisy data. Under certain configurations the model is difficult to simulation test. As with any Bayesian method, training is required to run the software proficiently. As with other surplus production models, it may be biologically inaccurate and therefore might not reflect the true dynamics of the stock.

The Group recognized that BSP2 is in essence a surplus production model and as such, it has all the restrictions and advantages of other production models like ASPIC. The Group discussed some of the advantages of using Bayesian modeling approaches, one of them being the capability of obtaining probability statements for outputs of interest in the form of ‘posteriors’. In addition, Bayesian estimation methods enable additional information and data to be brought to bear to form prior distributions for model parameters, and these priors can help to constrain the estimation to enable more useful and biologically accurate results to be obtained. The Group was provided with a presentation that showed that the BSP2 model provides good fits to data, runs fast, and is numerically reliable. The model uses a prior for  $r$  that incorporates key biological information. One important factor of BSP2 that the Group identified is that it allows evaluation of the influence of priors and catch inputs on the model outputs. In addition, BSP2 results more rigorously accounts for parameter and structural uncertainties in the evaluation of stock productivity.

The Group acknowledged that the BSP2 model showed a lot of flexibility and it inquired if the model used for the swordfish example had the same formulation as the original BSP model or if considerable additional coding had been incorporated. The Group also inquired if the BSP2 model in its SWO formulation has been simulated tested. It was indicated to the Group that the updated state-space model version of BSP2 has been peer-reviewed in recent stock assessments in Canada and it has also been simulation test. BSP2 was found to perform satisfactorily in estimating stock biomass, stock status, and in achieving stock rebuilding from depleted and overfished conditions in situations when there was fairly high autocorrelated stochastic variation in stock biomass and the available abundance indices had quite high CVs, i.e., mostly larger than 0.3.

The Group was concerned about the lack of an updated manual for BSP2 and noted that national scientists are not familiar with its use yet. The Group recommended that a training course be made available for national scientists interested in this particular model approach. The Group agreed that the BSP2 model offers more flexibility and more options than ASPIC and it was recommended to run both models in parallel to compare model behavior and better understand its differences. The Group also asked how the prior for  $r$  was developed. Even though this particular prior has been used in the past, the Group recommended that the prior for  $r$  be updated using more recently developed methodology for this and recent updates in estimates of swordfish life history parameters.

The Group recommended the use of the BSP2 model in the upcoming assessment for both the North and South Atlantic SWO stocks, and to explore options to incorporate this model to the models already in use for the SCRS.

#### **8.4 Stock Synthesis (SS)**

##### *Model assumptions:*

The structure of Stock Synthesis (SS) allows for building of simple to complex models depending upon the data available. As a result, the SS modeling framework is designed to allow the user to control the majority of the assumptions that go into the model. SS assumes that the observational data is a random and unbiased sample of the fishery and/or survey it is intended to represent. The overall model contains subcomponents which simulate the population dynamics of the stock and fisheries, derive the expected values for the various observed data, and quantify the magnitude of difference between observed and expected data.

##### *Model inputs:*

Stock Synthesis provides a statistical framework for calibration of a population dynamics model using a diversity of fishery and survey data. SS is most flexible in its ability to utilize a wide diversity of age, size, and aggregate data from fisheries and surveys. It is designed to accommodate both age and size structure in the population and with multiple stock sub-areas. Selectivity can be cast as age specific only, size-specific in the observations only, or size-specific with the ability to capture the major effect of size-specific survivorship. While SS can accommodate a multitude of data types two are required, those being a catch time series and an index of abundance. Conversely, a model can be built that incorporates multiple areas, seasons, sexes, growth and growth morphs, as well as tagging data. Environmental data can also be used to modulate most any parameter within the model. Size and age structure, size-at-age, ageing error and bias, and sex ratio can also be incorporated.



### *Model outputs:*

The SS model output is commensurate with the complexity of the model configuration and observational data. All estimated parameters are output with standard deviations. Derived quantities include typical management benchmarks such as  $MSY$ ,  $F_{MSY}$  and  $B_{MSY}$ , and  $SPR$ . Typical matrices of numbers-at-age, growth, age-length keys are also provided.

### *Diagnostics*

Diagnostics are routinely examined through either the graphical and numeric r4SS R package or the accompanying spreadsheet, also graphical as well as numeric. Diagnostics are generally a display of residuals of the fit to the observational data and derived quantities. Numerical output is also available in the form of the Hessian matrix, correlation matrix, and a parameter trace output. When run in the MCMC mode the posteriors are also output.

### *Uncertainty*

Uncertainty can be captured in at least three ways: parameter standard deviation, the creation of bootstrap data files, or through MCMC techniques. The ADMB C++ software in which SS is written searches for the set of parameter values that maximize the goodness-of-fit, then calculates the variance of these parameters using inverse Hessian and MCMC methods. A management layer is also included in the model allowing uncertainty in estimated parameters to be propagated to the management quantities, thus facilitating a description of the risk of various possible management scenarios, including forecasts of possible annual catch limits.

### *Key parameters:*

Key parameters of SS are dependent upon the model configuration created. However, since it is age-structured the rate of natural mortality is most critical. The steepness parameter is also critical as it dictates the rate of compensatory population growth.

### *Strength and weaknesses:*

SS can utilize a great number of different types of data sources to build a custom model within a consistent framework. This is its greatest strength as it allows the user to build a model with flexibility equal to that of the data. Pre-processing of data is less than some other frameworks as it is fully integrated within the model structure. Similar to a BSPM, SS has full Bayesian capability. Unlike VPA, it can be run without a catch-age-matrix by using only lengths or without lengths entirely. Consequently, no age slicing needed. It allows for ways to explain changes in observations data that are due to changes in management or environment. Nearly all parameters can be made time varying in several ways. Forecasting is done within the integrated framework of the model construction. Some of the limitations of SS include a limited number of proficient users within the SCRS. Furthermore, because of its ability to create very complex models it can be slow to run relative to ASPIC or VPA, but only if it highly parameterized (i.e. run time depends on model complexity). The framework is capable of many options, so the user must stay aware of model parsimony.

The Group considered that the SS model was probably the most flexible of all models reviewed during the meeting. Perhaps the most useful feature of the SS framework is that it “brings the model to the data” rather than vice versa (i.e., it can be made as simple or complex as the data allows). SS can be configured to run from a simple surplus production model to a fully integrated model. Therefore, data inputs and output are dependent on the model configuration. This model might also allow SCRS to estimate and evaluate the robustness of Limit Reference Points. The Group discussed the need to improve the way that fleets are defined taking advantage of the flexibility of the model. For example, one approach could be to use size samples from the different fleets to grouped fleets that have similar selectivities. It was also discussed that the migration pattern of SWORDFISH might deem necessary to split a fleet from a given flag into two or more fleets (e.g., a fleet that fishes on the spawning grounds and also on the feeding grounds where large females are more abundant).

The Group agreed to recommend that SS be used as one of the models in the upcoming assessment for the North Atlantic stock and dependent on available resources for the Southern stock as well.

### **8.5 State-Space Model**

Inputs: Same as VPA. CAA, indexes of abundance, maturity, growth parameters.

#### *Outputs:*

Same as VPA, estimates SRR, reference point, uncertainty without bootstrapping. Variance-covariance matrix. Probability distributions and SE of parameters of interest.

*Key Parameters:* SRR and F

#### *Diagnostics:*

Same as VPA, including residual plots. Uses same software package for diagnostics as ADAPT-VPA. Likelihoods, Hessian matrix, variance-covariance matrix. Statistical tests for parameters different from particular values

#### *Strength and weaknesses:*

This modeling approach runs quickly. The approach is flexible, and can incorporate of time varying selectivity. It can incorporate the observation error in the catch. Requires less adjustments than VPA, all calculations are integrated. It provides relative F and B with confidence informal. Requires knowledge of how selectivity varies over time. It requires CAA. However, it requires checking too many diagnostics to ensure that the model is properly working. The Group noted that the SCRS is not familiar with this model and does not have the experience to run it. It was not considered to be a simple approach.

The Group indicated that since the VPA was not chosen in part based on the need to use CAA as an input, this model should not be used either. The Group agreed that this particular model approach has potential, but that the SCRS needs time to fully evaluate it in the upcoming years. Therefore, the Group did not recommend the use of this state-space model in the upcoming assessment.

### **8.6 Discussion on diagnostics**

The Group agreed that regardless of the modeling approach used in the upcoming assessment, diagnostics from the different models should include some common elements and be standardized to the extent possible. The Working Group on Stock Assessment Method (WGSAM) recommended that appropriate diagnostics be developed for all assessment models. While it was recognized that these may vary between assessment models, it was also recognized that even though different models and methods may have slightly different diagnostics many diagnostics will be common to all methods. The group discussed the types of diagnostic that are used for stock assessments and considered that they fell into five main categories: (1) exploratory data analyses, (2) fits to data (e.g., residual plots), (3) likelihoods tests, (4) sensitivity tests, and (5) simulations such as retrospective/cross-validation analyses.

#### *1) Exploratory data analysis*

Data input for stock assessments are mainly fisheries dependent indices of catch per unit effort. Such indices may be affected by a variety of factors which the standardization procedures are intended to remove. However, calculation of indices such as that of Gulland could be informative to identify patterns in targeting (e.g., in the Pacific Ocean this approach was extremely useful in confirming targeting shifts towards and away from billfish in the first 25 years of the Japanese longline fishery).

Traditional methods of stock assessment often involve the inclusion of weighted averages of contradictory data, and this generally produces parameter estimates intermediate to those obtained from the data sets individually. Schnute (1993) demonstrated that, when model or data errors are considered, the most likely parameter values are not intermediary to conflicting values; instead, they occur at one of the apparent extremes. Therefore, a comparison of indices (e.g., by correlation analysis) may be useful in helping to developed hypotheses for deciding upon what stock assessment scenarios to run.

## 2) Fits to data

Inspection of residual plots (e.g. from indices used to calibrate stock trends, or from length composition data) are important in order to check model fits. SCRS/2013/36 presented a variety of methods for residual analysis that can be used within a variety of assessment frameworks (e.g. ASPIC, BSP, VPA, SS, Multifan-CL, SCRS/2013/56, 57, and 58). The intention was not to provide guidelines, but a simple summary of methods that can be used for a range of stock assessment models. The software is available as an R package.

## 3) Likelihoods tests

Likelihood ratios can be used to compare stock assessment scenarios or to weight multiple runs. Hobbs and Hilborn (2006) discussed ways of evaluating the weight of evidence for multiple hypotheses, multi-model inference, and use of prior information in ecology, such approaches could be used to weight multiple assessment scenarios within the Kobe framework. Also, likelihood profiling by data components (ISC/11/BILLWG-3/01, SCRS/2013/119) is a promising technique that allows assessing the impact of different data sets on key parameters (e.g.,  $r$ ,  $B_0$ ).

## 4) Sensitivity tests

As part of a stock assessment it is common practice to run alternative scenarios as sensitivity tests. In CCSBT and WCPFC a grid is used to choose key parameters or options for which there may not be convincing information in data. For example, for two factors corresponding to: (i) there is no direct data on natural mortality to define its level or shape, but it is known that the parameter is vital both for stock assessment estimates and reference points; or (ii) the quality of size data by fishery: what are the relative effective sample sizes. In such a case, there may be several potential levels for each factor and using a grid (i.e., levels of factor i times levels of factor ii) would allow for all main effects and interactions to be explored. However, if many factors are to be considered then this will result in a large number of trials. Therefore, it may be more appropriate to first specify a base case and then factors with levels that represent the main uncertainties. During stock assessment sessions, the main effects can be evaluated by varying one factor at a time. Hopefully, this will allow the stock assessment to bracket the main uncertainty and act as a simple screening experiment to determine the factors that have the greatest influence on the perception of stock dynamics. Based on the identification of the most important factors, a multi-level designed experiment can then be developed for the MSE that includes interactions between factors.

## 5) Simulations

Simulation techniques are very valuable tools, these include from retrospective analyses to cross-validation since when learning about a method it is convenient to predict outcomes that have already occurred (Gelman and Hill, 2007). It can also be used to see if key parameters such as the steepness of the stock-recruitment relationship can actually be estimated in fishery stock assessment models (Lee *et al.* 2012).

## 9. Relative abundance indices

### 9.1 Relative abundance indices – North

Nine documents describing catch per unit effort (CPUE) series for the north Atlantic were reviewed by the Group. The indices below were standardized using various analytical approaches.

The table developed by the Methods Working Group in 2012 to evaluate the presented CPUE series (Anon. 2013) was completed for each CPUE series by the rapporteur and presented to the WG. The Group then revised and modified the values (**Table 12**). It was acknowledged that this work is rather subjective and that it is only an indication as to the nature of the CPUE series how it could be effectively used in the assessments.

Canadian indices of abundance for the north Atlantic swordfish stock were estimated with data from the Canadian pelagic longline fishery (SCRS/2013/059). Nominal and standardized age-aggregated catch time series were developed for round weight and number of swordfish caught per hook (1963 to 2012). Age and gender-specific nominal series of swordfish number per hook are provided for 1999 to 2012, showing a steady increase for ages 3+, though it was noted that age and sex ratios may be outdated. The standardization involved a mixed effects model with effects due to bait, hook type, quarter, shark and tuna caught, trip length and area. The standardized age-aggregated index continues to show an upward trend seen throughout the 2000s, reaching a new high in 2010.

The Group discussed the effects of changes in management structure throughout the history of the fishery and noted that a break in the series in 2002 may be necessary to properly account for the switch from a competitive to an individual transferable quota (ITQ) system; the author agreed to explore this further.

The Group also questioned the tendency for trends based on bait type to deviate rather than track each other and the authors agreed to investigate the source of the deviations.

The standardized CPUE for 1968-2011 from the Chinese Taipei distant-water longline fishery in the North Atlantic Ocean were presented in SCRS/2013/097. Information on operation type (the number of hooks per basket) was included in the models beginning in 1995, when available. Two alternative approaches (generalized linear models, GLMs, and generalized additive models, GAMs) were used to standardize the CPUE. The abundance indices derived from the two modeling approaches were very similar and fairly robust to the inclusion of gear configuration, but somewhat sensitive to the inclusion of target tuna species in the models as explanatory variables. The standardized CPUE of swordfish showed a continuous decreasing trend from 1968 through the late 1980s, but suddenly increased to a higher level during 1990-1997 and sharply dropped in the late 1990s, and then relatively stabilized from 1999 with two higher values in 2006 and 2011.

The evaluation of the Chinese Taipei working paper by the Group was hampered by the fact that the author was not present to answer questions or provide clarification on issues raised by the Group. For instance, there was some concern that the estimated indices may not have been based on a balanced prediction grid equivalent to the SAS lsmeans. If the indices were instead calculated as the yearly averages of the model predicted values for each observation, then it does not accurately standardize for factors in the model. It was also noted that a previous analysis of this data base (Hsu 2012, SCRS/2011/129) identified substantial changes in data collection, selection and levels of aggregations over time, such as changing from 5x5 degree aggregations to daily logbooks and with set type (surface or deep) of daily logbooks only being identified during the most recent period (after 2003). Hsu (2012), therefore developed separate indices for each of four periods to address these substantial differences, and it is unclear how these changes were addressed in the current analysis. Information on gear configuration, which might help account for changes in fishing strategy, was not available before 1995. Given the major changes in fishing strategy known to have taken place in this fishery and in the data, and considering the relatively small catch levels taken by this fleet in the north Atlantic, the Group did not recommend the use of this index for the stock assessment.

Catch and effort data from the Moroccan swordfish longline fleet operating in the North Atlantic Ocean during the period from 2004 to 2008 were analyzed using a GLM modeling approach that assumed a log-normal distribution error (SCRS/2013/099). The standardization considered only the effects of year and quarter. The relative biomass index of abundance exhibited modest fluctuations with a slightly increasing trend.

The inclusion of a year\*quarter interaction as a fixed effect is a concern, as this can affect the estimation of the year effect (which is the proxy for the relative abundance). The Group recommended that the author explore modeling the interaction as a random effect. The Group noted that this index was not used for analyses during the 2009 stock assessment due to the brevity of the series, and decided that it now may be of sufficient length for inclusion. It was unclear whether or not the index represents a distinct spatial coverage, as there is limited description of the fishing area (only that the fleet operates between the latitudes 20 and 26 N°), and there may be considerable effort by the Spanish longline fleet in the same area.

SCRS/2013/104 reported standardized CPUE for swordfish caught by the Portuguese pelagic longline fishery in the North Atlantic during the period 1997-2012. Generalized Linear Mixed Modeling (GLMM) procedures were used to standardize swordfish catch (biomass) and nominal effort (number of hooks) data. As in past analyses, main effects included: year, area, quarter, a nation-operation variable accounting for gear and operational differences thought to influence swordfish catchability, a target variable (categories based on the proportion of swordfish in the catch relative to the combined catches of swordfish and blue sharks) to account for trips where

sharks were predominant in the catch or potentially also targeted, and interaction terms for year\*area. There is a general increasing trend of both the nominal and standardized index over the time series. Sensitivity analyses were used to test using a constant of 1 instead of 10% mean (response variable become CPUE+1); using a different ratio categorization (10% percentiles instead of 25%), and removing the Year:GearType interaction that is only marginally significant. In general the estimated model parameters were very similar to the original final model.

The Group noted that the approach of adding a constant value to the catch to include unsuccessful trips (trips with no swordfish catches) in the analysis that assumed a lognormal error distribution has proved problematic in the past (including issues related to peaked or skewed error distributions) and it has largely been abandoned in SCRS analyses in favor of approaches such as the delta-lognormal. The Group recommended that the authors consider such alternative approaches in the future.

There was also considerable discussion on the appropriateness of the inclusion of an explanatory variable (in this case, the targeting variable of proportion of swordfish relative to combined swordfish and blue sharks) that is derived from (or directly related to) the dependent variable. The concern is that the model will calculate that changes in catch rates are *caused* by changes in level of target category, when in fact changes in abundance may be reflected in catch levels that in turn change the target category, independent of any changes in fishing strategy. As a consequence, the standardization model would tend to adjust high catch rates down, and low catch rates up, masking underlying trends. The alternative point of view was expressed that, in the absence of detailed information on changes in fishing strategy (such as gear configuration and bait), the ratio of swordfish in the catch was the best way to discriminate between effort directed at different species. The Group was unable to reach consensus on this point, noting that various SCRS working groups have followed different practices, and it was recommended that the Methods Working Group take up the question of the appropriateness of using targeting variables that are directly linked to the dependent variable.

In the case of the Portuguese longline index, in response to the Group's concerns related to the use of a catch ratio (SWO/SWO+BSH), as a proxy to account for target species on the fishery, the authors ran a new sensitivity analysis including the removal of this explanatory variable. The analysis showed that the removal of the ratio variable did not produce substantial changes to the general trend of the index for the time series (**Figure 20**).

The standardized catch rates both in weight and number of swordfish for the Spanish surface longline fleet for 1986-2011 in the north Atlantic were reported in SCRS/2013/105. Factors such as area, quarter, gear, and bait were used as explanatory factors in the standardization, as well as a characterization of the fishing strategy/targeting calculated in the same manner as was done for the Portuguese longline indices (SWO/SWO+BSH). The standardized catch rates in number of fish by age (ages 1 to 5+) for the period 1983-2011 are reported in (SCRS/2013/107). The standardization model considered the same explanatory factors as for the index covering all ages.

The Group noted that the standardization procedure for the Spanish longline indices used the same approach to define targeting as was done for the Portuguese longline indices. There were no new sensitivity analyses presented to the Group examining the impact on results if the target variable were not considered. With respect to the age-specific indices presented, the Group noted that there appear to be some patterns consistent with the indices tracking cohorts (some peaks and/or valleys visible in indices for successive ages in successive years). The Group concluded that these age-specific indices may be considered for use in stock assessment models.

Age specific abundance indices and a total biomass index of swordfish caught by Japanese longliners in the north Atlantic were estimated for 1975-2012 (SCRS/2013/110). They indicated an apparent increase of the stock in recent years. Japanese longliners discarded/ released swordfish in 2000-2006 (live release only in the later period). However, when that information was included in the analysis of CPUE, implausibly large drops of indices were observed. This would indicate that the information about discards and releases using in this study were insufficient to estimate population trends.

The Working Group agreed not to use the indices in 2000-2005 for stock analysis following the explanation of the authors that estimates for these years were flawed due to the problems with the discard/release data. The Group discussed the estimated steady decreasing trend during the 1990s, and it was noted that this could be due to insufficient standardization of gear effect, particularly for the tropical areas. In the tropical areas, Japanese longliners changed their gear configuration frequently in the 1990s due to the rapid improvement of gear materials. It was suggested that the indices in area 5 (temperate area of the northwest Atlantic) would not reflect such large influences as gear configuration has not changed greatly in that area; the use of area 5 indices may

also permit starting the indices earlier; however, the full series for area 5 was not available for review during the meeting. The Group requests that the authors provide this full area 5 series, beginning with the earliest year possible. The Group noted that patterns in the age-specific indices generally appeared simultaneously across all ages, and suggested that this may be the result of influential factors not accounted for in the standardization (the effects of which overwhelm any cohort abundance trends) and/or major difficulties in the assigned of ages to the catches used for the indices. Therefore it was recommended that these age-specific indices not be used.

Two papers presented treatments of data from the U.S. Pelagic longline fishery. The first paper (SCRS/2013/114) analyses data from the Pelagic Observer Program and provided indices in weight and numbers of fish for 1987-2003 and 2004-2011 with a break to account for a fleet-wide change in gear configuration in response to regulatory requirements for the use of circle hooks beginning August 2004. This index uses only swordfish targeted trips as determined by the observer program, based upon detailed gear configuration independent of catch composition. For this index, the proportion of positive sets was greater than 0.95 for all years, therefore zero trips were excluded and only a lognormal GLM was used with significant factors of year, region, season, bait type, and lightsticks for CPUE in number and year, bait type, and lightsticks for CPUE in weight.

The Group noted that younger fish constituted a component of the catches tracked by this U.S. longline index. This may to some extent explain the variability in the estimated trends. The Group expressed the potential importance of this index with respect to the prevalence of younger fish over time. However, it was noted that careful consideration should be given to the size distribution tracked by the index when considering how to incorporate it in the models. It was noted during the data preparatory meeting that, due to the sub-setting of the data to swordfish targeted trips, the length composition that applies to this index should be for the swordfish-targeted trips only. The authors suggested that it may be possible to join the indices if an estimate of the circle hook effect can be calculated and applied. There are some data indicating that circle hooks reduce catch rates of swordfish when squid bait is used, but increase catch rates with mackerel bait (Foster *et al.* 2012). The authors will attempt to make this correction in advance of the assessment meeting.

The second paper (SCRS/2013/116) uses data from the Dealer Landings System which is available for a longer time period (1982-2011) but suffers from an imprecise accounting for the effects of differential targeting on swordfish CPUE. A strict update of the index used in the 2009 stock assessment used a categorical variable derived from the fraction of swordfish to the total catch to index targeting and was presented to the group. It showed some very high values in the early time series during a period of incomplete reporting of catch and effort and a relatively constant level for much of the time period with some signs of increase in the most recent years. A second index was proposed that was started in 1986 due to the incomplete reporting pre 1986 and which uses the catch rates of YFT, BFT and BET as a categorical variable to determine targeting. This index showed more similarity to the high nominal CPUE in the early part of the time series but divergence above the low nominal values in the most recent years.

The authors were not confident that either method of accounting for targeting was appropriate, and suggested that further analyses or simulation modeling was necessary. The authors instead recommended the use of the observer-based indices for the assessment models, and the Group agreed.

The indices considered suitable for use in the assessment models are summarized in **Table 13**. The indices are illustrated in **Figures 21** and **22**. To facilitate visual comparison of the annual trends, the indices were scaled to the mean of the overlapping years.

## **9.2 Relative abundance indices – South**

Six documents presenting standardized CPUE indices were provided to the Group. The indices were standardized using various analytical approaches. As was the case for the review of the North Atlantic indices, a table developed by the Methods Working Group in 2012 to evaluate the presented CPUE series (Anon 2013) was completed for each CPUE series by the rapporteur and presented to the Group-. The Group then revised and modified the scores (**Table 12**).

Document SCRS/2013/098 presented a standardized CPUE index for the Brazilian tuna fleet in the Southwestern Atlantic Ocean using catch and fishing effort data from 1978 to 2012 that contained information from 88,423 sets. The CPUE series (fish/1000 hooks) was standardized using a Generalized Linear Mixed Models (GLMM) with a Delta Lognormal approach. The factors used in the model were: quarter, year, area, and fishing strategy. The standardized CPUE series showed a significant oscillation over time with a general increasing trend from the end of the 1980s to 2007, then a sharp decrease from that year onward possibly due to the removal of over 50% of the Japanese chartered fleet.

The Group acknowledged that using the fleet strategy was an improvement compared the last CPUE index that used a target strategy only (Hazin, H.G *et al.* 2010) and would overestimate the CPUE although this method would require some validation for a definitive approval. The interannual variability was reduced in the new index but still remained. This pattern might reflect for the very heterogeneous fleet composition of Brazil instead of the true trend of biomass.

Document SCRS/2013/109 updated the CPUE of the South Atlantic swordfish caught by Japanese longliners for the period 1990-2012 using a similar GLM method to the previous 2009 analysis except for the new area stratification method: GLM-tree. The standardized CPUE sharply decreased in the early 1990s, reaching to a historically low level in the early 2000s, and increasing thereafter.

The Group discussed the bimodal patterns of the CPUE residual which, according to the authors, might be caused by the unexplained effects of the target shift and bycatch. It was also highlighted that the discarded catch was not included in the analysis, but that was not of a concern as the discard levels were minors. The Group noted that drastic changes in gear configurations and fishing zones occurred during the analyzed period were not fully standardized by the model used in this study. The Japanese scientists suggested that the time series should be broken in two separate series 1975-1989 and 1990-2012, since there have been clear operational changes.

The Japanese CPUE presented started at very high level and decreased rapidly. The Japanese scientists informed the Group that the first two years in the time series may not be well represented and should be removed from the series. Additionally, the Group was informed that another time series starting from 1975 was available in the previous stock assessment and should be included. The Group requested that the CPUE time series be re-analyzed in the light of this decision.

Document SCRS/2013/098 contained information on the catch rates of the Chinese Taipei fleet for South Atlantic swordfish. The paper was presented the WG chair of the Group as the authors did not attend this meeting. The CPUE time series was standardized by applying two alternative methods GLM and GAM on two datasets covering the period 1968-2011 (Task II) and 1995-2011 (log-books that included gear configuration information). The factors significant were time, space, gear configuration (i.e., Hooks-per-baskets), interaction terms, and the impact of target species.

As was the case for the North Atlantic analyses presented for the Chinese Taipei fleet, there was a concern noted by the group that the predictions based on the standardizations may not have been made on a balanced prediction grid equivalent to the SAS LSmeans. If the indices were calculated as the average of the predicted values for each observation, then it does not accurately standardize for the effect of the changing fishing areas of the fleet, hence a potential reason why the standardized index shows clear correlation with the four stanzas of spatial fishing effort. The group also noted that during the 2012 ALN data preparatory meeting the CPUE time series of the Chinese Taipei fleet was split into 3 time periods (50-86, 87-96, and 97-2011). It is not clear why the periods considered in the present study were different. Due to the inconsistencies between the previous assessments and now, the group decided not to include this series in the stock assessment models. Given these concerns the group decided to include the Chinese Taipei indices as a sensitivity analysis.

Document SCRS/2013/101 presented an update of the standardized catch rate of swordfish caught by the Uruguayan longline fleet in the Southwestern Atlantic Ocean between 1982 and 2012. As it was suggested and used during the previous swordfish stock assessment, the CPUE series was split into two periods due to a change in the target species in 1992. The standardized index for the first period showed a decrease in the CPUE in the first four years and then an increase with a relative stabilized tendency up to 1992. For the second period a marked decrease in the CPUE index was observed from 1993 to 2012.

The Group found that the time series might have been affected by the changes in fleet dynamics that occurred after 2010 due to labor conflicts and changes in market demands that resulted in a sharp reduction in the fishing effort. After further discussion, the Group agreed not to include the years 2010 to 2011 and requested the authors

to estimate a new CPUE series without those 2 years. The group was concerned that the Uruguayan CPUE trend was in conflict with the other CPUEs from the South Atlantic. The Group suggested that the authors explore the evolution of the ratio swordfish/total catch as a way to account for changes in targeting, and to produce the LS mean by area to further explore the area effect in the model.

Documents SCRS/2013/106 and SCRS/2013/108 provided standardized Spanish longline fleet catch rates in number and weight for the directed South Atlantic swordfish using GLM from for a 23 years period (1989-2011). SCRS/2013/106 reports standardized catch rates both in weight and number of fish for the Spanish surface longline fleet in the South Atlantic. The standardized series showed a flat trend for the period. SCRS/2013/108 reports standardized catch rates in number of fish by age from the Spanish surface longline fleet in the South Atlantic. For ages ranging from 1 to 5+, assuming the Gompertz's sex-combined growth model of the North Atlantic swordfish for ageing size data per trip. Standardized series showed fairly stable trends over time. The group decided to include this series in to stock assessment modelling process.

The indices are illustrated in **Figure 23**. To facilitate visual comparison of the annual trends, the indices were scaled to the mean of the overlapping years. After the inspection of the different time series some issues were raised by the group:

#### 10. Limit Reference Points – identification and evaluation

The Group reviewed the work being conducted in other tRFMOs on developing limit reference points (LRPs). IOTC is starting to evaluate reference points using MSE with feedback; initially they have defined interim reference points which will then be evaluated (and modified as appropriate) using MSE. WCPFC have also evaluated reference points using MSE (based on Multifan-CL without feedback) and have recommended the use of a three tier approach i.e.

- $F_{MSY}$  and  $B_{MSY}$ , but only when there are reliable and precise estimates of steepness
- $F_{SPR}$  and 20%SSB0 when steepness is uncertain, but M, maturity, selectivity are well known
- 20%SSB0 (and no F based reference point) when key fishery and biological variables are uncertain

In the case of CCSBT, MSE has been used to develop a full Management Procedure rather than reference points alone. Where a management procedure is the combination of pre-defined data, together with an algorithm (which may combine a stock assessment, estimation of reference points and a harvest control rule) to which such data are input to provide a value for a TAC or effort control measure.

IATTC is not using MSE and is considering using the IOTC interim approach to define limit reference points based on percentages of  $B_{MSY}$  and  $F_{MSY}$ .

In ICCAT, MSE is being used to develop a LRP for North Atlantic albacore (SCRS/2013/33, 34, 35) and under the GBYP an MSE is being considered to develop a management framework for bluefin tuna.

For swordfish, it is proposed to first define an interim reference point as a multiple  $B_0$ , e.g., 20% of  $B_0$  as proposed by WCPFC or  $B_0$  times M (Kell *et al.*, 2012) and then to evaluate it using MSE. This requires a full consideration of sources of uncertainty that affect perception of stock status. One way to do this will be to use a grid (e.g., CCSBT and SPC) where factors correspond to sources of uncertainty and levels reflect the alternative hypotheses.

A potential problem is if scenarios considered within the stock assessment and the MSE differ, i.e., a reference point that appears to be robust based on a stock assessment alone, may later be shown to have undesirable properties.

Therefore, it is proposed to specify a base case and then factors with levels that represent the main uncertainties. In the stock assessment working group, the main effects can be evaluated by varying one factor at a time. Hopefully this will allow the stock assessment to bracket the main uncertainties and act as a simple screening experiment, i.e., to determine the factors have the greatest influence on the perception of stock dynamics. Based on the identification of the most important factors, a multi-level designed experiment can then be developed for the MSE that includes interactions between factors. This approach will be considered by the Albacore Species Group this year.



## 11. Recommendations

**Participation in the Data Preparatory/Methods Meeting.** Of the CPCs that fish North and South Atlantic swordfish, relatively few sent participants to the meeting. In consequence, the Working Group did not have the full advantage of the experience and insight of the experts that could have attended. The Commission needs to reaffirm its obligation and commitment (Rec. 11-17) to support the SCRS in this regard, to ensure the best possible scientific products.

**Timely submission of Task I and II data.** Considering that a substantial amount of data, (including revisions of many years of historic size information) was received after the deadline and taking into account the time that the Secretariat needs to incorporate, validate and compile to generate the datasets requested, the Group strongly reiterates the need for respecting deadlines and providing the data in the ICCAT standard formats. This recommendation is particularly important as the SCRS moves to incorporate more complex methods than those normally used and for which the request of data is much higher.

**Weight-length relationships.** The Group recognized that the newly-adopted length-weight relationships for swordfish require validation with new field information. National scientists are requested to collect and submit observed values of length (LJFL) and round weight data to the Secretariat to facilitate this task.

**Uncertainty and Limit Reference Points.** Development of LRPs require a consideration of uncertainty including that due to the data used in stock assessment models, e.g. in the CPUE series, size measurements and raising procedures involved in creating catch-at-size and catch-at-age for the stock. For example in VPA the CAS and the CAA derived from them are assumed to be known without error. In statistical catch-at-size and catch-at-age models such as SS, SAM, ISCAM and Multifan-CL error in these data is implicit. In contrast, biomass-based methods such as ASPIC and BSP do not require CAS or CAA data. It is recommended that the data requirements for the different methods used by the working group are evaluated by simulation, i.e. how uncertainty is related to the risk of exceeding limit reference points or not achieving MSY.

**BSP2.** The Group expressed considerable interest in using the BSP2 modeling approach. However, it was recognized that having an expert available to help guide the work would greatly facilitate progress. Therefore, it is recommended that the Secretariat retain an expert to assist the Group with its modeling work using BSP2.

**Targetting** Considering that targeting is an important component influencing stock status evaluations, and that accepted practices for identifying targeting have varied within the SCRS, the Methods Working Group should evaluate the appropriateness of incorporating explanatory factors in CPUE standardization models that are derived using the dependent variable (e.g. the proportion of swordfish in the catch to identify swordfish targeted trips). As recommended by the Methods Working Group in 2009, such an evaluation should be conducted using simulated data.

**Sharing of interim results:** To help develop preliminary stock assessment runs between the Data Preparatory and Stock Assessment meetings, it is recommended that electronic tools for intersessional collaboration are used. This will enable members of the Group to compare different assessment model runs and formulations in advance of the stock assessment. A variety of tools are available, e.g., SharePoint and version control systems such as Git or SVN and the cloud computing cluster set up by the Secretariat, the use of these is encouraged. National scientists who are leading the development of the three main modeling approaches should keep members of the group aware of work being conducted.

## 12. Other matters

In preparation for the September 2013 stock assessment meeting, the Group considered that the following tasks should be completed:

### **BSP2**

BSP2 model runs can be carried out for the 2013 stock assessment of the North and South Atlantic stocks of swordfish. To facilitate having these runs carried out it is proposed that the following actions be taken out prior to the 2013 stock assessment meeting in September 2013.

- 1) It was recommended at the data preparation meeting that the prior for the maximum rate of increase ( $r$ ) for Atlantic swordfish be reformulated using the more recent peer reviewed information.
  1. the means and CVs for the von Bertalanffy growth parameters,  $K$ ,  $L_{inf}$ ,  $t_0$ ,
  2. the means and CVs for the rate of natural mortality ( $M$ ) at age for recruited animals (e.g., either a constant value  $M$  for recruited animals or a Lorenzen schedule for  $M$  at age),
  3. the mean and CV for the length-weight conversion parameters (a,b) (together with units),
  4. the means and CVs for parameters for the fraction mature at age (e.g., for the logistic function),
  5. a prior mean and CV for the Beverton-Holt steepness parameter that could be applicable for North and South Atlantic swordfish.

These values should be used in a consistent fashion among the three modeling approach. For this reason, it is requested that estimates of these parameters be provided for the North and South Atlantic stocks as soon as possible to the participating scientists so that they can run their software to compute an updated prior for  $r$ , which should be prepared as a separate paper. If only point estimates are available for these parameters, it is proposed that default uncertainty CVs for them be considered. These would be CVs of 10% for the growth parameters, 20% for the age at maturity parameters, 10% for the length-weight parameters, 25% for the natural mortality rates, and 20% for steepness. It is recommended that the same values for the above list be used by the three modeling approaches adopted by the working group. The modelers should communicate among themselves to ensure a consistent approach (see **Table 1**).

- 2) It is recommended that estimates of total catch biomass for both stocks be compiled going back to the year 1950, if possible for both the North and South Atlantic stocks. The catch biomass series (if different to these ones) that are to be applied in the ASPIC runs are also requested to be provided for the BSP2 runs. A secretariat staff person is recommended to assist in providing the compiled catch biomass time series.
- 3) It is recommended that the standardized catch per unit effort (CPUE) abundance indices that are approved for application for stock assessments of the North and South Atlantic swordfish stocks be provided separately by each index time series with the GLM standard error or CV (please indicate which) provided by year for each abundance index estimate in each standardized CPUE time series. It is recommended also that where it is agreed that a standardized time series is to be broken due to for example a major change in management (e.g., implementation of ITQ) or a change in gear (e.g., going from J to circle hooks) that these years where the breaks occur are noted for each time series so that they may be implemented in the BSP2 model. It is also recommended that the Atlantic swordfish working group's assessment of the relative reliability of the abundance index as an index for tracking the trends in abundance of the stock also be provided with each abundance index time series. It is recommended that the abundance index time series that is to be inputted into ASPIC also be provided for input for a BSP2 model run that will serve as a comparison run with ASPIC.

### ***Stock Synthesis***

A presentation was given to the group that proposed the basic configuration of the SS model. It included a proposed configuration for the fleet structure, pairing of the fishery fleets to the available CPUE time series, and how the selectivities of the proposed fleets would be shared amongst the fleets. The proposed configuration was a one area, one season, eight fleets (seven longline and one "surface other"). Unless future exploration of the data and model suggest otherwise, it is the recommendation of the Group that this be the level of aggregation for the initial model. It is recommended that the Secretariat make the inputs at this level of aggregation available to the modelers.

Such data will include a field for a quarterly time step in the event that time allows for the exploration of such a model configuration. At this stage it seems likely that the data request will include the following fields for landings and discards: species, stock, flag name, SS\_fleet, season, gear, retained/discarded/both designation, north/south of the Tropic of Cancer designation. The request for size data will likely include the following fields: species, stock, year, season, SS\_fleet, gender, retained/discarded/both designation, and length bin in 5 cm increments, north/south of the Tropic of Cancer designation. If sample of mean weight are available from any of the fleets this will be requested as well. If direct observations of size-at-age from any of the areas are available these could be very helpful. There are several swordfish scientists with particular biological expertise that may be able to provide assistance with this.

The presentation also provided some preliminary evidence for the hypothesis that the increase Canadian CPUE and a decrease in the southernmost CPUE (as presented by the US) may be due to a pole ward shift and/or expansion of the stock. The SS practitioner would like some guidance as to whether the group wishes to pursue this hypothesis via the SS model. If so, then the SS practitioner would perhaps request to collaborate with the Canadian delegate providing the CPUE data on obtaining the appropriate environmental data at the correct spatial scale to support the hypothesis testing. This might likely be area specific SST data either from buoys or satellites.

It would very beneficial to have a time table of management regulations for each of the fleets. Perhaps the representatives from the fleets or the ICCAT secretariat could help provide these.

### **ASPIC**

The Group recommended updating the biomass combined index to run the continuity scenario from 2009 stock assessment. The Chair will coordinate with the scientific group and reiterate the conditions, and methodologies for use of the data provided by the CPCs. It is requested that the index will be available prior to the stock assessment meeting.

The production model runs should compare the results using the software available for the 2009 stock assessment (ASPIC), with an update software version recently developed (R-version ASPIC, Ref L Kell). The Group also recommends evaluating the selection of the shape parameter of the surplus production function by doing sensitivity analyses with different alternatives. Data catch input data for the SPM models will be the same as for the other assessment models, as well the general biological parameters required as input.

### **13. Adoption of the report and closure**

The Group thanked Dr. Neilson for the excellent work done in preparing and during the meeting. The Group also recognized the work of the Secretariat. The report was revised and adopted and the meeting adjourned.

### **References**

- Amorim, A., C. Arfeli, A. Gonzalez Garces, and J. C. Rey. 1979. Estudio comparativo sobre la biología y pesca del pez espada, *Xiphias gladius* L. (1758) obtenidos por las flotas española y brasileña. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 8(2): 496-503.
- Anon. 1989. Report of the Second ICCAT Swordfish Workshop. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 29:71-162.
- Arocha, F., and D. W. Lee. 1996. Maturity at size, reproductive seasonality, spawning frequency, fecundity and sex ratio in swordfish from the Northwest Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45(2): 350-357.
- Arocha, F., and D. W. Lee. 1996. Maturity at size, reproductive seasonality, spawning frequency, fecundity and sex ratio in swordfish from the Northwest Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45(2): 350-357.
- Arocha, F., C. Moreno, L. Beerkircher, D. W. Lee and L. Marcano. 2003. Update on the growth estimates for the swordfish, *Xiphias gladius*, in the Northwestern Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(4): 1416-1429.
- Hazin *et al.* 2001 ?
- Hazin F.H.V., H.G. Hazin, C.E. Boeckmann, and P. Travassos. 2001. La reproduction de l'espardon (*Xiphias gladius*) dans l'Atlantique sud-ouest équatorial: La ponte et la fécondité. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52(4): 1233-1240.
- Hazin F.H.V.; H.G. Hazin; C.R. Zagaglia; P. Travassos; F.G. Moacir Júnior
- Hazin, F. H. V., H. G. Hazin, C. E. Boeckmann, and P. Travassos. 2002. Preliminary study on the reproductive biology of swordfish, *Xiphias gladius* (Linnaeus 1758), in the southwestern equatorial Atlantic ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 54(5): 1560-1569.

- Hobbs, N. Thompson, and Ray Hilborn. "Alternatives to statistical hypothesis testing in ecology: a guide to self teaching." *Ecological Applications* 16.1 (2006): 5-19.
- Kell L., Mosqueira, I., De Bruyn P. and Magnusson A. 2012. "An evaluation of limit and target reference points as part of a harvest control rule: an Atlantic swordfish example". Vol. *Sci. Pap. ICCAT*, 68 (4):1630-1644.
- Lee, H-H., Maunder, M.N., Piner, K.R., and Methot, R.D. (in press) *Fisheries Research*. Simulation analysis to test the estimation of the stock-recruitment steepness using the SS bootstrap procedure.2
- Mejuto, J., S. Iglesias, J. C. Rey, E. Alot, and B. Garcia. 1988. Relaciones talla-peso del pez espada, (*Xiphias gladius* L) en las areas BIL-94 y BIL-95, por estratos espacio temporales. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 27:214-221.
- Mejuto and Garcia-Cortes (2007)
- Rey Gonzales-Garces 1978
- Rey, J.C., A. González Garcés. 1979. Nuevos datos sobre la pesquería española de pez espada, *Xiphias gladius*, biología y morfometría. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 8:2, 504-509.
- Turner. 1987. Length to weight and weight to length conversions for swordfish in the western north Atlantic and Gulf of Mexico. Document No. 86/11 presented at the 1986 NMFS/SEFC swordfish assessment workshop.

# RAPPORT DE LA RÉUNION ICCAT DE PRÉPARATION DES DONNÉES SUR L'ESPADON DE L'ATLANTIQUE DE 2013

(Madrid (Espagne), 3-10 juin 2013)

## 1. Ouverture, adoption de l'ordre du jour et organisation des sessions

La réunion a été tenue au Secrétariat de l'ICCAT à Madrid du 22 au 26 avril 2013. La Dre Pilar Pallarés, au nom du Secrétaire exécutif de l'ICCAT, a ouvert la réunion et a souhaité la bienvenue aux participants (« le Groupe »).

Le Dr John Neilson, coordinateur du Groupe d'espèces sur l'espadon, a présidé la réunion. Le Dr John Neilson a souhaité la bienvenue aux participants et a présenté les dispositions logistiques de la réunion. Le Dr Neilson a passé en revue l'ordre du jour qui a été adopté avec quelques modifications (**Appendice 1**).

La liste des participants est jointe en tant qu'**Appendice 2**. La liste des documents scientifiques présentés à la réunion figure à l'**Appendice 3**.

Les participants suivants ont assumé la tâche de rapporteur des divers points du rapport :

Point	Rapporteur(s)
1, 13	P. Pallarés
2	I. Andrushchenko
3, 4, 5, 6, 7	M. Neves dos Santos, R. Forselledo, C. Palma, M. Ortiz
8	G. Díaz, L. Kell, J. Walter, M. Schirripa
9	C. Brown, T. Frédou
10	L. Kell
11, 12	J. Neilson

## 2. Examen des informations historiques et des nouvelles informations sur la biologie

Aucun nouveau document sur la biologie n'a été présenté au Groupe. Deux documents publiés récemment concernant la biologie de l'espadon ont néanmoins été mis à la disposition du Groupe à des fins d'examen.

Le Groupe a envisagé de revoir les relations longueur-poids de l'espadon de l'Atlantique en se fondant sur les informations présentées par le Secrétariat. À l'heure actuelle, le SCRS utilise plusieurs relations longueur-poids pour les unités du Nord (N-SWO) et du Sud (S-SWO). Ces relations englobent des relations longueur-poids pour des unités de sous-stocks comme suit : Atlantique Nord-Ouest (NWA-SWO), Atlantique Nord central (NCA-SWO), et Atlantique Nord-Est (NEA-SWO) pour l'espadon du Nord et Atlantique Sud-Est (SEA-SWO) et Atlantique Sud-Ouest (SWA-SWO) pour l'espadon du Sud. Le **Tableau 1** récapitule les relations utilisées actuellement. Il a été fait remarquer que les relations se basent sur différents types de mesures de poids (éviscéré, manipulé ou vif) et de longueur (longueur maxillaire inférieur-fourche-LJFL, longueur cavité oculaire-fourche-EYFL). Les diagrammes des poids par longueur prédits présentent des tendances très similaires pour toutes les fonctions de puissance, sauf dans le cas de l'Atlantique Sud-Ouest (Amorim *et al.*, 1979) qui s'écarte considérablement de toutes les autres relations en estimant des poids plus élevés pour une longueur donnée. Dans certains cas, les poids prédits peuvent être 34 à 75% plus élevés (50 - 200 cm LJFL) (**Figure 1**). Un examen détaillé de l'équation de l'Atlantique Sud-Ouest (Amorim *et al.* 1979) a fait apparaître que les paramètres estimés ne coïncident pas avec le diagramme présenté dans ce document ou avec les conclusions des auteurs. De plus, un document mis à jour en consultation avec des scientifiques brésiliens sur la relation longueur-poids de l'Atlantique Sud-Ouest (**Tableau 1**) a été présenté en 2001 (Hazin *et al.*, 2001).

Lorsque la relation de l'Atlantique Sud-Ouest (Amorim *et al.*, 1979) est exclue, les autres relations longueur-poids de l'Atlantique correspondent en grande mesure aux poissons de la fourchette de taille 50-250 cm LJFL. Même si les relations sont spécifiques au sous-stock et à la zone, des informations limitées sur la distribution géographique des prises historiques donnent lieu à des incertitudes dans ces stratifications. De plus, les données de prise et d'effort pour les principales pêcheries d'espadon entre 1960 et 2011 sont déclarées dans des strates chevauchantes, ce qui rend difficile la division adéquate sous-stock/zone de la prise par taille. Finalement, le mélange des différents types de mesures de poids et de longueur complique davantage l'élaboration d'une prise par taille adéquate. Compte tenu de ce qui précède, le Groupe des statistiques du Secrétariat a proposé ce qui suit :

1. Consolider la relation longueur-poids pour chaque unité de stock et générer une relation pour le stock de l'Atlantique Nord (N-SWO) et une relation pour le stock de l'Atlantique Sud (S-SWO) en se fondant sur la LJFL créée à partir de données fiables de poids vif.
2. Exclure la relation de l'Atlantique Sud-Ouest (Amorim *et al.*, 1979) jusqu'à ce qu'elle soit vérifiée et mise à jour. La relation révisée de l'Atlantique Sud-Ouest de Hazin *et al.* (2002) peut être incluse.
3. Continuer à utiliser les facteurs de conversion englobant tout l'Atlantique pour les longueurs de la cavité oculaire-fourche (EYFL) à LJFL (Rey Gonzales-Garces, 1978) et opercule-fourche (OPFL) à LJFL (Rey Gonzales-Garces, 1978).
4. Continuer à utiliser des facteurs de conversion des poids manipulé ou éviscéré en poids vifs pour le stock du Nord (Turner 1987, Mejuto *et al.* 1988) et du Sud (Mejuto *et al.* 1988).
5. Les propositions susmentionnées seront considérées comme des solutions provisoires et il est recommandé que ces relations morphométriques soient complétées par des données originales et mises à jour avec de nouvelles données plus récentes. Il a également été recommandé que les estimations de la variance pour les paramètres estimés soient fournies (cf. point consacré aux recommandations).

L'**Appendice 4** récapitule les méthodes, les entrées et les sorties de la proposition susmentionnée. En résumé, la relation combinée longueur-poids du point 2 a été estimée comme étant la moyenne géométrique des fonctions disponibles correspondantes pour l'espadon du Nord (Turner 1987 - NWA-SWO ; Mejuto *et al.* 1988 - NCA-SWO ; Mejuto *et al.* 1988 NEA-SWO) et pour l'espadon du Sud (Mejuto *et al.* 1988 - SEA-SWO et Hazin *et al.* 2001 - SWA-SWO), dans les mêmes unités de longueur et de poids (poids vif en kg et LJFL en cm). La **Figure 2** compare la proposition de relations longueur-poids combinées et les relations individuelles spécifiques au sous-stock. Les facteurs combinés proposés de conversion de poids (**Tableau 2**) ont été calculés en utilisant la moyenne des facteurs de conversion de poids spécifiques au sous-stock.

### 3. Examen des données de la Tâche I

#### 3.1 Aperçu

Des pêcheries palangrières de surface dirigées sur l'espadon du Canada, de l'UE-Espagne et des États-Unis opèrent depuis la fin des années 50 ou le début des années 60 dans l'Atlantique Nord. La pêche au harpon existe au moins depuis la fin du XIXe siècle dans l'Atlantique Nord-Ouest. Il existe d'autres pêcheries ciblant l'espadon (dont les flottilles palangrières de l'Afrique du Sud, du Brésil, de l'UE-Portugal, du Maroc, de la Namibie, de l'Uruguay et du Venezuela entre autres). De surcroît, quelques activités de pêche au filet dérivant ont été réalisées dans la zone du détroit de Gibraltar et dans d'autres zones de l'Atlantique (par exemple au large de la côte de l'Afrique de l'Ouest). Les principales pêcheries qui capturent l'espadon en tant que prise accessoire ou opportuniste sont les flottilles thonnières de la Corée, de l'UE-France, du Japon et du Taïpei chinois. La pêche palangrière thonnière a démarré en 1956 et est active depuis lors dans tout l'Atlantique, où elle effectue certaines années de considérables captures d'espadon qui est pêché en tant que prise accessoire par les pêcheries ciblant différentes espèces de thonidés. Toutefois, au cours des dernières années, certaines flottilles qui capturent traditionnellement l'espadon en tant que prise accessoire l'ont ciblé de façon opportuniste.

##### 3.1.1 Ensemble de l'Atlantique

L'estimation de la prise totale de l'ensemble de l'Atlantique (Nord et Sud, rejets morts déclarés y compris) au titre de 2011 (23.888 t) présente une légère baisse par rapport à 2010 (24.209 t). Les prises de 2011 doivent être considérées comme provisoires et susceptibles d'être révisées. La **Figure 3** présente l'évolution des prises globales d'espadon dans l'océan Atlantique, les prises des stocks du Nord et du Sud et les TAC respectifs.

##### 3.1.2 Atlantique Nord

Ces dix dernières années, la prise estimée dans l'Atlantique Nord a été en moyenne de 11.704 t par an (**Tableau 3** et **Figure 3**). La prise de 2011 (12.834 t) représente une chute de 37% depuis le maximum enregistré en 1987 dans les débarquements nord-atlantiques (20.236 t). Cette baisse des débarquements a été attribuée aux recommandations réglementaires de l'ICCAT, à des déplacements de l'aire opérationnelle des flottilles, à la réduction de l'effort de pêche, notamment le déplacement de quelques navires vers l'Atlantique Sud ou en dehors de l'Atlantique. Par ailleurs, certaines flottilles, dont au moins celles des États-Unis, de l'UE-Espagne, de l'UE-Portugal et du Canada, ont modifié leurs procédures de pêche pour viser de façon opportuniste des thonidés et/ou des requins, en tirant parti des conditions du marché et des taux de capture relativement plus élevés de ces espèces considérées auparavant par certaines flottilles comme étant des prises accessoires. Ces dernières années, des facteurs socio-économiques pourraient avoir contribué à la baisse des captures.

### 3.1.3 Atlantique Sud

La tendance historique de la capture peut se diviser en deux périodes : avant et après 1980. La première se caractérise par des prises relativement faibles, en général inférieures à 5.000 t (avec une valeur moyenne de 2.300 t). Après 1980, les débarquements se sont accrus de façon continue jusqu'à atteindre un sommet de 21.930 t en 1995, ce niveau étant comparable à celui de la ponction maximale nord-atlantique de 1987 (20.236 t) (**Tableau 3** et **Figure 3**). L'accroissement des débarquements était dû en partie au déplacement progressif de l'effort de pêche vers l'Atlantique Sud, en provenance, surtout, de l'Atlantique Nord, mais aussi d'autres océans. L'expansion des activités de pêche par les pays côtiers du Sud, comme le Brésil et l'Uruguay, a également contribué à l'accroissement des captures. La réduction des prises, consécutive au maximum enregistré en 1995, est le résultat des réglementations et est due, en partie, au déplacement vers d'autres océans et à des changements d'espèce cible. En 2011, les prises déclarées à hauteur de 11.055 t étaient d'environ 50% inférieures au niveau déclaré en 1995.

### 3.2 Description des pêcheries

Pendant la réunion, des scientifiques nationaux ont présenté de brèves descriptions des évolutions récentes des pêcheries d'espadon de leurs pays.

*Brésil.* De 2008 à 2011, les prises brésiliennes d'espadon se chiffraient à 3.407 t (2008), 3.386 t (2009), 2.926 t (2010), 3.033 t (2011). En 2009, les prises sont restées au même niveau qu'en 2008, mais ont présenté une légère baisse (d'environ 400 t) en 2010 et 2011 principalement en raison d'une réduction importante de l'activité de pêche à partir de Porto de Santos. La flottille brésilienne exploite principalement deux zones de pêche : une zone équatoriale comprise entre 5°N et 5°S et une autre zone située sur la côte méridionale à proximité de l'île de Trinidad (~20°S). La distribution de la pêche et la taille des poissons (mesurant entre 90 et 260 cm LJFL) n'ont connu aucune modification au cours des dernières années.

*Canada.* Au Canada, l'espadon est capturé au harpon (10% du quota national) et à la palangre (90% du quota national) entre le banc Georges et l'Est des Grands Bancs de Terre-Neuve entre mai et novembre. Au cours de la dernière décennie, les débarquements totaux (rejets morts y compris) ont atteint un niveau record de 1.664 t en 2005. Les débarquements de 2012 (1.488 t) représentent une baisse depuis lors, mais ce total n'inclut pas les rejets morts. La distribution des prises palangrières a changé depuis la dernière évaluation du stock de 2009. Le nombre de sorties à l'Est des Grands Bancs a diminué en raison de l'absence d'anneaux chauds persistants et de forts gradients horizontaux de température reflétant une pêche productive, le coût élevé du carburant et l'abondance d'espadon plus près du rivage. Depuis 2002, la pêcherie est gérée dans le cadre d'un système de quotas individuels transférables, ce qui a gommé le caractère compétitif de la pêcherie. L'espadon est capturé principalement le long du plateau néo-écossais et des Grands bancs alors que les thonidés (germon, thon obèse et albacore) sont généralement capturés au Sud le long du plateau dans des eaux plus chaudes. D'après l'industrie de la pêche du Canada, la pêcherie palangrière cible principalement les thonidés à l'heure actuelle.

*UE-Espagne.* Une description exhaustive des changements récents des pêcheries de l'Atlantique Nord et Sud est présentée dans différents documents soumis au Groupe (SCRS/105, 106, 107, 108) incluant des informations sur la prise nominale par effort du Sud et du Nord pour la période 1986-2011. La flottille espagnole en activité dans l'Atlantique Nord n'a connu aucun changement important depuis la dernière évaluation. Les débarquements de l'ensemble de l'Atlantique de la période récente se sont élevés à 9.948 t en 2010 et 9.589 t en 2011. Outre les changements découlant des réglementations, les opérations des pêcheries espagnoles ont connu d'autres modifications consolidées. Comme indiqué précédemment, la flottille en activité dans l'Atlantique Nord conserve une pêcherie plurispécifique compte tenu des changements des quotas et du marché (augmentation du prix d'autres espèces). De surcroît, la plupart des navires utilisent déjà l'engin monofilament. Des études récentes indiquent que la palangre monofilament présente régulièrement des taux de capture plus élevés par hameçon que la palangre traditionnelle, l'efficacité moyenne estimée s'élevant à 2,6, 1,9, 1,3 et 2,0 de plus que la palangre traditionnelle pour *Xiphias gladius*, *Prionace glauca*, *Isurus oxyrinchus* et les istiophoridés, respectivement.

*UE-Portugal.* La pêcherie palangrière pélagique du Portugal a commencé à la fin des années 1980 dans l'Atlantique Nord-Est et s'est progressivement étendue dans d'autres zones de l'Atlantique (les premières captures dans l'Atlantique Sud ayant été réalisées en 1995). Actuellement, la flottille capture de l'espadon dans une vaste zone géographique dans l'ensemble de l'Atlantique. La plus grande partie de l'effort de pêche se concentre dans l'océan Atlantique Nord-Est entre le Portugal continental et les Açores. L'Atlantique Nord-Est tropical, la zone proche de l'équateur et l'Atlantique Sud constituent d'autres zones de pêche importantes. Les prises d'espadon du Portugal ont atteint un niveau record de 2.092 t en 1996. Les débarquements de 2012 (1.447 t, dont 1.167 t ont été capturées au-dessus de 5°N) représentent une baisse depuis lors. Les débarquements moyens de la dernière

décennie (2003-2012) se chiffrent à 1.352 t. La pêcherie portugaise ciblant l'espadon a connu quelques modifications depuis la fin des années 1990 tel que cela a été déclaré au cours de la dernière décennie. La flottille a conservé une pêcherie plurispécifique en raison des changements du marché (augmentation du prix d'autres espèces telles que les requins et les thonidés tropicaux) et de la réglementation de gestion. D'autre part, certains navires se sont déplacés à l'extérieur de l'Atlantique entre 2001 et 2007, notamment vers l'océan Indien. De plus, tous les navires sont passés de l'engin traditionnel multifilament à l'engin monofilament depuis la moitié de la première décennie 2000. La pêcherie était gérée par des quotas individuels pour plusieurs années, mais depuis 2013 un système de quotas individuels transférables a été mis en place.

*Japon.* Dans l'Atlantique Nord, les palangriers japonais ciblent principalement le thon obèse et le thon rouge, tandis que l'espadon est capturé en tant que prise accessoire (et constitue une grande partie de la capture). Le volume de l'effort de pêche a fortement diminué dans les années 1990 et s'est maintenu au même niveau depuis 2000. Depuis 2005, une forte tendance à la baisse est manifeste dans le Nord de l'Atlantique Nord. En 2011, l'effort de pêche ne représentait que 10% du niveau obtenu en 2005. Dans l'Atlantique tropical Nord (au Sud de 20°N), l'effort de pêche présente une tendance générale à la hausse. L'effort de pêche s'est exercé dans une vaste zone de l'Atlantique Nord entre le Sud de l'Islande et les eaux tropicales centrales au large de l'Afrique. L'effort de pêche avait tendance à se concentrer davantage dans les eaux tempérées de l'Atlantique Nord entre 25°N et 35°N. La distribution saisonnière indiquait clairement une concentration élevée de l'effort de pêche dans des zones telles que le Sud de l'Islande, au large de la côte orientale de l'Amérique du Nord, ainsi que dans des zones tropicales (au Sud de 20°N). Dans les deux dernières zones, la pêche a eu lieu du 3<sup>e</sup> trimestre au 1<sup>er</sup> trimestre, alors que les zones tropicales de pêche ont été exploitées pendant toute l'année. Les prises d'espadon ont affiché une tendance décroissante au cours des dernières années. En 2012, les prises représentaient environ la moitié du niveau de 2007, ce qui est principalement dû à la diminution de l'effort dans l'Atlantique occidental tempéré où une CPUE d'espadon relativement plus élevée est obtenue. Dans l'Atlantique Sud, les palangriers japonais ciblent principalement du thon obèse et du thon rouge du Sud, l'espadon étant capturé en tant que prise accessoire. Dans l'Atlantique tropical, l'effort de pêche a présenté une tendance à la hausse au milieu de la première décennie des années 2000. L'effort de pêche a été exercé dans une vaste zone de l'Atlantique Sud-Est, des eaux tropicales au large des côtes de l'Amérique du Sud. En 2010 et 2011, l'effort de pêche a été observé dans les eaux au large de l'Uruguay. Le volume de l'effort a atteint un niveau record à la moitié des années 1990 et présentait une brusque tendance décroissante jusqu'en 2000 pour se stabiliser depuis lors. Le montant moyen de l'effort dans les années 2000 représentait la moitié du niveau obtenu pendant les années 1990. Après avoir connu un effort à la baisse, la prise d'espadon a également diminué, passant d'environ 5.000 t en 1993 à 700-800 t pendant la première moitié de la décennie des années 2000. Ces prises plus faibles pendant la première moitié de la décennie des années 2000 ont été affectées par les activités de remise à l'eau et les rejets du stock du Nord, car de nombreux palangriers japonais opéraient dans la zone de séparation des stocks. La prise déclarée a augmenté en 2007 (2.150 t) avant de diminuer et de se chiffrer à 900 t en 2011.

*Maroc.* La pêcherie palangrière pélagique marocaine ciblant l'espadon dans l'océan Atlantique Nord est relativement récente par rapport à d'autres pêcheries thonières, notamment les pêcheries thonières utilisant le filet maillant et la madrague. Cette pêcherie est en activité depuis le début de la dernière décennie (2003) au large de la côte méridionale atlantique du Maroc entre les latitudes 20° et 26°N. Cette pêcherie ciblant l'espadon est réalisée par des palangriers congélateurs pourvus de palangres dérivantes (*marrajera*). Ces unités de pêche ciblent principalement l'espadon, mais capturent également l'albacore, le thon obèse et les requins. La taille moyenne annuelle de l'espadon oscillait entre 126 et 152 cm et a présenté une légère tendance descendante entre 2003 et 2010. Cette pêcherie est relativement récente par rapport à d'autres pêcheries thonières traditionnelles et d'autres pêcheries ciblant des espèces apparentées. Cette pêcherie a connu un développement remarquable ces dernières années en termes de capture. La pêche a lieu toute l'année et les prises les plus élevées sont réalisées pendant le troisième et quatrième trimestre. En termes de capture, cette pêcherie s'est chiffrée au cours des dernières années à 400 t en moyenne.

*Uruguay.* Au terme d'une période récente de prises décroissantes (2004 : 1.105 t à 2008 : 370 t), les prises uruguayennes d'espadon ont augmenté, se situant à 501 t en 2009, avant de connaître une nouvelle baisse en 2010 (222 t) et 2011 (179 t). L'augmentation de 2009 s'explique par la réactivation de certains navires et l'intégration à la flottille d'un nouveau bateau de pêche ciblant l'espadon. La diminution des captures après 2009 était due à un changement de l'espèce cible de certains navires ainsi qu'à une réduction de l'effort de pêche. L'effort de pêche a diminué en raison de la baisse de la demande du marché des États-Unis, le principal acheteur d'espadon frais de l'Uruguay, et de l'existence de conflits professionnels de pêcheurs, quelques navires ayant cessé leurs activités de pêche après 2009. En même temps, les captures de requin peau bleue ont augmenté pendant cette période, coïncidant avec une augmentation du prix de ce produit, principalement sur le marché brésilien. Il est escompté que cette situation s'inverse à partir de la fin de l'année 2013 en raison de l'émission de nouveaux permis autorisant la capture d'espadon et de thonidés.



*États-Unis.* Les prises des États-Unis (débarquements + rejets morts) d'espadon ont atteint un chiffre record en 1989 avec un total de 6.411 t. Depuis lors, les prises des États-Unis ont connu une tendance descendante jusqu'en 2006, lorsque les prises des États-Unis (2.508 t) ont atteint leur niveau le plus bas depuis 1977. Après 2006, les prises des États-Unis ont fluctué autour de niveaux légèrement plus élevés. En 2011, les États-Unis ont déclaré 2.888 t de prises totales d'espadon, ce qui représente une augmentation d'environ 20% par rapport à l'année précédente. En 2011, 93 % des prises d'espadon des États-Unis ont été réalisées par des palangriers pélagiques. Les palangriers des États-Unis sont actifs dans l'ensemble de l'Atlantique Ouest, notamment dans le golfe du Mexique et la mer des Caraïbes. Les palangriers pélagiques des États-Unis ciblent principalement l'albacore et l'espadon. Au milieu des années 1990, la flottille palangrière pélagique des États-Unis était composée d'environ 400 navires actifs. Le nombre de navires actifs a diminué depuis lors et seuls 112 navires environ ont participé activement à la pêche pélagique palangrière en 2011. Les réglementations de gestion, les conditions du marché et le prix du carburant sont autant de raisons expliquant la réduction de la flottille. En 2001, plusieurs fermetures spatio-temporelles sont entrées en vigueur pour les palangriers pélagiques au sein de la ZEE des États-Unis. Deux fermetures d'une durée de un an, dans le golfe du Mexique et le long de la côte Est de la Floride, ont été appliquées dans le but de réduire la prise accessoire palangrière, notamment d'espadons sous-taille. Trois autres zones font l'objet de fermetures saisonnières visant également à réduire les prises accessoires palangrières, notamment de thon rouge sous-taille. Entre 2001 et 2003, les zones à proximité des Grands Bancs ont été fermées dans le but d'éviter les prises accessoires de tortues marines, exception faite des navires participant à des expériences cherchant de nouvelles méthodes visant à réduire ces prises accessoires. La zone a été rouverte à tous les navires américains en 2004 lorsque l'utilisation d'hameçons circulaires est devenue obligatoire pour la flottille palangrière pélagique des États-Unis dans le but de réduire la mortalité des tortues marines capturées en tant que prise accessoire. Depuis 2011, l'utilisation d'un hameçon « faible » plus fin (se courbant lorsqu'un gros poisson est hameçonné) a été rendue obligatoire pour tous les palangriers pélagiques des États-Unis en activité dans le golfe du Mexique afin de réduire les prises accessoires de thon rouge. Ces nouveaux types d'hameçons n'ont pas d'incidence sur les taux de capture d'espadon (SCRS/2013/114). Le déversement de pétrole du Deepwater Horizon a eu un impact majeur dans le golfe du Mexique, donnant lieu à des réductions importantes de l'effort palangrier et des prises d'espadon depuis 2010 jusqu'au troisième trimestre de 2011. Les États-Unis ont également une pêche récréative d'espadon. Même si les débarquements d'espadon de la pêche récréative sont très limités par rapport aux débarquements totaux des États-Unis (54 t en 2011), cette pêche s'est développée pendant la dernière décennie et il est escompté qu'elle continue à s'accroître.

### 3.3 Tâche I (prises nominales)

Le Secrétariat a présenté les prises nominales (Tâche I) pour la période 1950-2011 (**Figure 4**). Le Groupe a examiné minutieusement la distribution de la prise par stock, flottille, engin et année et a souligné la bonne couverture des données déclarées au Secrétariat au titre de 2011. Des révisions mineures (Argentine, Taïpei chinois, UE-Espagne, Sénégal et Trinidad et Tobago) ont été apportées aux données de la Tâche I de 2011 approuvées par le SCRS pendant la séance plénière du SCRS de 2012. Il existe néanmoins certaines incertitudes entourant l'allocation de capture par stock du Sénégal et de la Corée du Sud (la Corée n'a déclaré que des rejets morts au titre de 2011). Le Secrétariat va prendre contact avec les correspondants statistiques respectifs afin de résoudre cette question. En outre, le Groupe a également convenu de fusionner les prises non classifiées réalisées par la flottille portugaise de surface (flottille palangrière continentale uniquement) avec la LLHB, créant ainsi la LL-surf, tel que le scientifique portugais l'avait proposé. Les deux séries (initiale et finale) sont présentées au **Tableau 4**. Le Groupe a approuvé un tableau révisé de la Tâche I incluant toutes ces révisions. Le **Tableau 4** présente le tableau récapitulatif des prises de la Tâche I. Les prises cumulées des principaux pays de pêche par stock sont présentées aux **Figures 4 et 5**. La **Figure 6** illustre la distribution géographique des prises d'espadon pour l'ensemble de l'Atlantique (estimations de CATDIS en carrés de 5°x5°) réalisées par les principaux engins de pêche et par décennie. La diminution des prises en 2011 (23.888 t), par rapport au niveau de 2010 (24.209 t), peut s'expliquer en partie par certaines conditions socio-économiques et/ou un changement de l'espèce cible, tel qu'exposé au point 3.2.

Le Groupe a constaté qu'il existe un volume considérable de rejets vivants déclarés par la flottille japonaise entre 2000 et 2005. Ces rejets vivants ont été réalisés afin d'éviter des surconsommations de quota, ce qui a été résolu en 2006. Ces rejets vivants peuvent constituer une source importante de mortalité non comptabilisée, compte tenu de l'échelle des rejets vivants (**Tableau 5**) et étant donné que le taux de survie suivant la remise à l'eau n'est pas connu.

Le document SCRS/2013/102 présentait les premières estimations de la proportion d'espadon (*Xiphias gladius*) capturé, retenu à bord et rejeté par la pêcherie uruguayenne ciblant l'espadon. Les résultats obtenus reposaient sur les données obtenues dans le cadre du Programme uruguayen d'observateurs déployés à bord de navires sous pavillon national et japonais en activité dans les eaux uruguayennes et les eaux internationales adjacentes. Les proportions des différentes composantes de la capture (rétention à bord, rétention à bord de spécimens mordus, rejet mort, rejet de spécimens mordus, rejet vivant et perte) par rapport au total de la capture d'espadon ont été présentées. Les résultats préliminaires donnent à penser que la capture retenue de spécimens mordus et la capture non retenue d'espadon (dont la majeure partie est rejetée à l'état mort) peut représenter une proportion importante de la capture totale, et l'exclusion de cette prise rejetée dans les évaluations de stocks peut donner lieu à des sous-estimations de la mortalité par pêche totale. Le Groupe a convenu que l'ajout de données de tailles de la capture non retenue peut apporter des informations utiles. Le Groupe a demandé à l'Uruguay, avec l'accord du Japon, de déclarer la CAS pour la flottille japonaise ayant opéré dans les eaux uruguayennes entre 2009 et 2011. L'Uruguay a convenu de présenter ces informations avant la tenue de la réunion d'évaluation du stock d'espadon de 2013.

### 3.4 Soumission des données

Le Secrétariat a attiré l'attention sur le fait que certaines données importantes (dont les séries temporelles historiques de tailles) ont été soumises après la date limite fixée dans la circulaire 1542/13. Cette date limite a été établie selon le plan de travail pour l'espadon et conformément à la recommandation du SCRS sur la soumission des données, dans le but de permettre au Secrétariat de disposer de suffisamment de temps pour rassembler les informations reçues et préparer tous les jeux de données requis (CATDIS, CAS, CAA, etc.) avant la tenue de la réunion. Le **Tableau 6** présente les informations de taille reçues de la Tâche II (CAS déclarée y compris), traitées et fusionnées dans la base de données générale de l'ICCAT, environ 18% des registres totaux des données de tailles de la Tâche II (219.195 de 1,1 millions de registres) pour l'espadon (1950-2011) ont été mis à jour pendant la réunion de préparation des données. Des révisions de la prise et de l'effort de la Tâche II ont également été présentées. Pour le Secrétariat, la seule façon de respecter les exigences du SCRS en matière de statistiques consiste à élaborer un plan de travail selon les délais fixés, notamment si le calendrier des réunions est si chargé, comme c'est le cas cette année. C'est pourquoi tout retard dans la réception des données implique une charge de travail supplémentaire pour le Secrétariat ainsi qu'un retard des travaux futurs, ou, dans le pire des cas, l'impossibilité de préparer les jeux de données requis par le Groupe.

## 4. Tâche II - Prise et effort

La disponibilité de données de prise et d'effort de Tâche II (« T2CE ») (par stock, année, engin principal et pavillon) des principales pêcheries est représentée dans les catalogues respectifs (SWO-N : **Tableau 7**, SWO-S : **Tableau 8**) par la lettre « a » dans chaque rangée de Tâche II (DS= « t2 »). Les pêcheries sont classées selon leur importance globale (poids total des prises de 1980-2011) dans la Tâche I.

### 4.1 Atlantique Nord

Le catalogue SWO-N fait apparaître que les six pêcheries d'espadon du Nord les plus importantes (UE-Espagne, États-Unis, Canada, Japon, UE-Portugal, Taipei chinois) ont des séries de données T2CE presque complètes pour les vingt dernières années. Certains jeux de données ayant été déclarés récemment au Secrétariat sont venus compléter les séries susmentionnées. Certains jeux de données T2CE pour la première partie de la période font toutefois défaut. Ces jeux de données manquants devraient être pris en considération par les scientifiques nationaux présents à la réunion et devraient être récupérés et déclarés au Secrétariat le plus rapidement possible.

Le Groupe a observé que la T2CE déclarée devrait inclure les débarquements et les rejets (morts et/ou vivants) comme le mentionne le dernier formulaire électronique de T2CE approuvé par le SCRS (formulaire ST03-T2CE). Une autre question importante soulevée par le Secrétariat concerne les incohérences détectées dans la série de T2CE de la Corée des deux/trois dernières années. La classification géographique (carrés de 5°x5°) de tous les jeux de données déclarés semble incohérente. Le Groupe a appuyé la proposition du Secrétariat de demander une révision complète de la série coréenne de T2CE. Cette demande de clarification des statistiques coréennes de T2CE est récurrente (demande formulée à plusieurs reprises sans recevoir de réponse par le passé) et plusieurs années sont en attente d'éclaircissements.

## 4.2 Atlantique Sud

Le catalogue SWO-S fait apparaître que les données des six pêcheries d'espadon du Sud les plus importantes (UE-Espagne, Japon, Brésil, Taïpei chinois, Uruguay et Corée Rép.) ne sont pas aussi complètes que dans le cas du stock du Nord pour les vingt dernières années. En particulier, la République de Corée n'a pas déclaré de données au titre de 2010 et 2011 pour le stock du Sud. Des données de T2CE manquent pour la première partie de la série (antérieure à 1990). Ces jeux de données manquants devraient être pris en considération par les scientifiques nationaux présents à la réunion et devraient être récupérés et déclarés au Secrétariat le plus rapidement possible.

## 5. Tâche II – Données de taille

La base de données de l'ICCAT comprend plus d'un demi-million de registres de données de fréquence de tailles sur les stocks d'espadon soumis par les CPC depuis 1970 (**Figure 7**). La plupart des données ont toutefois été déclarées après 1980. En ce qui concerne l'espadon du Nord, les données de fréquence de tailles comprennent des registres de 19 CPC représentant plus de 30 codifications pavillon-flottille. Le principal engin déclaré est la palangre (91%), suivie d'engins de surface (harpon, ligne à main, canne et moulinet, engin de pêche sportive et chalut) (5%), de filets maillants (1%) et autres (comprenant la canne à l'appât vivant, chalut semi-pélagique et engins inconnus) (**Figure 8**). En ce qui concerne l'espadon du Sud, les données de tailles comprennent des données de 17 CPC représentant plus de 50 pavillon-flottilles, notamment les flottilles complexes Brésil-autres CPC. De surcroît, presque toutes les données de tailles concernent la palangre (98%) et les observations d'opérations au filet maillant sont très peu nombreuses (**Figure 8**). La **Figure 9** présente des cartes des distributions spatiales annuelles de 5°x5° des échantillons de tailles. De manière générale, la couverture spatiale de l'échantillonnage des tailles après 1980 est vaste et suffisante pour les stocks de l'Atlantique.

La plupart des données sont déclarées sous la forme de mesures de tailles, principalement en tant que longueur entre le maxillaire inférieur et la fourche (LJFL), mais aussi en tant que longueur cavité oculaire-fourche et longueur opercule-fourche. Néanmoins, une composante significative a également été déclarée dans des catégories de poids (poids étêté). Pour les analyses, seules les mesures de tailles ont été incluses et toutes les tailles ont été standardisées en LJFL cm au moyen des facteurs de conversion de taille proposés au point 2. Des analyses séparées ont été présentées pour les données de fréquence de poids. Dans le cadre d'un examen préliminaire des données de tailles, les tailles de moins de 30 cm et de plus de 300 cm ont été exclues. La **Figure 10** présente la distribution globale des tailles de l'espadon par stock. De manière générale, la distribution des tailles de l'espadon est semblable pour les stocks du Nord et du Sud, la majorité des échantillons de tailles s'inscrivant dans une fourchette comprise entre 75 et 250 cm et un mode d'environ 150 cm. La distribution des tailles par engins principaux est présentée à la **Figure 11**. Les espadons de plus petite taille sont habituellement capturés au moyen de filets maillants et les spécimens plus grands d'espadon du stock du Nord ont été capturés au moyen d'engins de surface. Ceci dit, dans le cas du Nord, il existe un chevauchement important de distribution des tailles entre les engins, à l'exception de l'engin de surface.

Un examen de la distribution des tailles par année (**Figure 12**) a fait apparaître quelques tendances, notamment au début de la série temporelle, telle que la présence inhabituelle de spécimens de petite taille du stock du Nord qui reste inexplicée. En ce qui concerne les stocks du Nord et du Sud, la taille moyenne oscillait entre 150 et 175 cm pour la plupart des séries temporelles. La distribution des tailles ne présente aucune différence par trimestre, notons toutefois que le troisième trimestre (août-octobre) présente une réduction de la distribution des tailles de poissons plus petits du stock du Nord (**Figure 13**).

L'examen des données de distribution des poids a été limité à la pêcherie palangrière des États-Unis (**Figure 14**). Les distributions de poids concernent principalement le stock du Nord (1978-2011), seules quelques observations se rapportant au stock du Sud (1998-2005). Le poisson le plus lourd a été observé au début de la série temporelle et la distribution de poids a ensuite été relativement stable avec des poids moyens de 30-35 kg.

Le Groupe a observé une baisse inexplicée de 1981 à 1982 des distributions de fréquences de poids déclarées par les États-Unis. Le Groupe a demandé que les scientifiques nationaux étudient cette baisse.

Au terme d'un examen des échantillons de tailles de 1974 (**Figure 11**), le Groupe a constaté que le schéma inhabituel d'espadon mesurant entre 80 et 100 cm correspondait aux échantillons de taille de l'UE-Espagne qui avaient été initialement déclarés en tant que longueurs EYFL qui correspondaient probablement aux échantillons provenant des pêcheries au filet maillant réalisées en Méditerranée. Le Groupe a recommandé d'exclure ces échantillons de tailles tant que des informations claires sur l'origine de ces données ne seront pas fournies.

## 6. Prise par taille (CAS), prise par âge (CAA) et poids par âge (WAA)

### 6.1 Prise par taille (CAS)

Le Secrétariat a mis à jour l'ensemble des estimations de prise par taille (CAS) (de 1978 à 2011) pour les deux stocks en tenant compte des révisions significatives des fréquences de tailles déclarées par le Japon (deux stocks), de l'UE-Portugal (SWO-S), du Taipei chinois (deux stocks), du Ghana (SWO-S), du Canada (SWO-N), du Maroc (SWO-N), de l'Uruguay (SWO-S) et du Venezuela (SWO-N). Les relations révisées poids-longueur (cf. point 2) ont été utilisées pour ajuster le poids équivalent des prises de CAS (en nombre de poissons de la composition de la capture) aux prises de Tâche I. Les matrices globales de CAS par année et la longueur maxillaire inférieur-fourche de 5 cm sont présentées dans les **Tableaux 9** (SWO-N) et **10** (SWO-S). Les séries de poids moyens estimées sur la base de la CAS sont présentées aux **Figures 15** (par stock) et **16** (par pavillon principal).

Les estimations totales de la CAS des deux stocks utilisent deux types de données de taille déclarées à l'ICCAT. Le premier type de données, et le plus important en termes de poids total, est la CAS estimée par les scientifiques nationaux au moyen de leurs propres normes de substitution. Ces jeux de données de CAS déclarée sont souvent ajustés à la prise équivalente de Tâche I. Les échantillons de fréquences de tailles représentent le second type de données. Ces échantillons sont directement extrapolés à la capture de Tâche I équivalente. Pour une période de pêche donnée (combinaison flottille/engin/année/stock), lorsqu'il n'existe aucun des deux types de données de taille décrites ci-dessus, une norme de substitution est appliquée. Les **Figures 17** (SWO-N) et **18** (SWO-S) présentent pour la période 2001-2011 l'importance (en poids équivalent à la prise de Tâche I) de chaque type de données de taille déclarées (« CAS (ajustée) » : CAS déclarée avec des ajustements potentiels de la Tâche I ; « T2SZ (extrapolée) » : échantillons de fréquence de tailles extrapolées à la Tâche I) ainsi que le ratio des substitutions utilisées par le Secrétariat dans les estimations de la CAS. Le niveau de CAS déclarée du SWO-N est supérieur (73% en moyenne) au niveau du SWO-S (43% en moyenne). Le ratio de substitution du SWO-N (que ce soit en utilisant la CAS ou T2SZ) est inférieur (19% en moyenne, avec des écarts importants de 7 à 39%) à celui du SWO-S (25% en moyenne, avec des écarts importants de 5 à 39%). On estime que ces niveaux de substitutions sont faibles par rapport à la majorité des autres espèces gérées par l'ICCAT. Ils peuvent toutefois être améliorés si les données de tailles manquantes (voir catalogues SWO : **Tableaux 7** et **8**) sont dûment récupérées et déclarées à l'ICCAT.

Le Groupe a constaté que la prise par taille du SWO-S présentait une valeur maximale inhabituelle concernant l'intervalle de classes de 95 cm (1996 à 2007), au sujet de laquelle une analyse pourrait s'avérer nécessaire à l'avenir.

Le document SCRS/2013/111 décrivait la prise par taille de l'espadon capturé par la pêcherie palangrière pélagique marocaine entre 2003 et 2011. L'analyse reposait sur des données d'échantillonnage au port et faisait apparaître une tendance descendante de la taille moyenne des poissons dès le début de la série temporelle jusqu'en 2008, avant d'afficher une légère augmentation. De surcroît, la taille moyenne avait tendance à diminuer tout au long de l'année. Le Groupe a constaté une forte baisse de la taille moyenne au début de la série temporelle qui a été attribuée au faible niveau de couverture d'échantillonnage. Il a été suggéré de rassembler les données par trimestre (plutôt que par mois) et d'utiliser des diagrammes en boîte afin de mieux représenter la variance et la tendance centrale de l'information.

### 6.2 Prise par âge (CAA)

Aucune estimation de prise par âge n'a été obtenue sur la base de la CAS.

## 7. Données de marquage

Le Secrétariat a présenté au Groupe les données sur le marquage conventionnel de l'espadon et a fait remarquer qu'aucune mise à jour importante n'a été réalisée depuis 2012 (seules quelques récupérations ont été déclarées par des scientifiques portugais). Le **Tableau 11** présente un résumé du marquage (appositions/récupérations). La **Figure 19** présente les cartes de l'ensemble (toutes années confondues) des diagrammes de densité des appositions et récupérations et des déplacements apparents (déplacements droits entre les lieux d'apposition et de récupération). Le Groupe a identifié et retiré quelques mouvements erronés de l'hémisphère Nord à Sud (déclarés par les États-Unis et le Canada). Le Groupe considère que le processus de révision constante des données de marquage conventionnel devrait être poursuivi (d'après la recommandation du SCRS) et suggère que les scientifiques nationaux devraient participer de manière plus assidue au processus de révision.

## 8. Approches de modélisation disponibles

### 8.1 Modèles de production excédentaire (ASPIC)

#### *Postulats du modèle*

La capturabilité est constante, dès lors tout changement de capturabilité doit être modélisé dans la série de CPUE. Le recrutement et  $M$  sont constants au cours du temps. Il existe une réponse immédiate du stock à  $F$ . Tous les âges sont entièrement sélectionnés. Tous les poissons de la population sont matures.

#### *Données d'entrée du modèle*

Capture et séries de CPUE.

#### *Résultats du modèle*

Trajectoires de  $F$  et  $B$ . Trajectoires de  $F$  et  $B$  relatifs. Capturabilité  $q$  de chaque série de CPUE. Intervalles de confiance. Capacité de transport  $K$ ,  $B1/K$ ,  $r$ . Projections.

#### *Diagnostics*

Somme de carrés. Diagrammes de valeurs résiduelles des ajustements des CPUE. Schémas rétrospectifs.

#### *Paramètres-clés*

$B1/K$ ,  $r$ .

#### *Incertitudes*

Le Groupe s'est penché sur la façon dont l'incertitude est traitée dans ASPIC. Il a été convenu que ce modèle d'évaluation ne permet pas d'inclure l'incertitude des données d'entrée du modèle (par exemple, CV de la série de CPUE). Dans les évaluations antérieures, l'incertitude entourant les séries de CPUE étaient intégrées en réalisant différents scénarios au moyen de la médiane et des intervalles de confiance supérieurs et inférieurs de 95%, en effectuant un bootstrap des résultats et en combinant les résultats obtenus par bootstrap. De nouveaux procédés pour traiter les incertitudes au sein d'ASPIC ont été élaborés et seront présentés au Groupe dans un proche avenir.

Le Groupe a constaté qu'un autre procédé pour traiter l'incertitude consistait à attribuer différentes valeurs à certains paramètres d'entrée et à évaluer la sensibilité des résultats du modèle à différentes conditions initiales (par exemple en fixant  $B1/K$  à 0,3, 0,4, 0,5 et 0,6). On a également estimé qu'exécuter le modèle au moyen de différentes fonctions de production pouvait servir à évaluer l'incertitude.

#### *Points forts et faibles du modèle*

Compte tenu des exigences limitées en matière de données, ce modèle est plus facile à gérer par le Secrétariat. ASPIC est facile à utiliser et de nombreux scientifiques nationaux en connaissent bien le fonctionnement. Il est jugé utile lorsque peu de données sont disponibles. ASPIC s'exécute rapidement et facilite les tests de simulation. Compte tenu des exigences limitées en matière de données, il permet d'utiliser des séries temporelles plus longues dont les données de la première partie de la période sont généralement limitées. Il n'estime que quelques paramètres, mais il s'agit généralement de ceux étant nécessaires à la formulation de l'avis de gestion. ASPIC produit rapidement des diagnostics, des résultats obtenus par bootstrap et des projections. Toutefois, ASPIC ne reflète pas nécessairement les dynamiques réelles du stock/de la pêcherie et il ne peut pas prendre en considération la variabilité du recrutement ou les changements de capturabilité. Le modèle ne peut pas intégrer les changements des réglementations de gestion, tels que des changements de la taille minimale, de sorte que cela doit être pris en compte dans la série de CPUE. ASPIC ne peut généralement pas résoudre les indices d'abondance présentant des tendances contradictoires.

Le Groupe a reconnu que le modèle de production excédentaire ASPIC a été utilisé pour évaluer le stock d'espadon au cours des 20 dernières années. Le besoin de continuité de la méthodologie d'évaluation après la mise en œuvre par l'ICCAT du programme de rétablissement de l'espadon en 1996 (Rec. 95-11) justifie entre autres ce choix. Le Groupe a discuté de la nécessité de faire preuve de prudence lors de l'utilisation de cette approche de modélisation notamment lorsque l'on considère le postulat de capturabilité constante à différents niveaux de biomasse et la possibilité de stabilité et d'épuisement extrêmes. Il a cependant été souligné que la stabilité extrême concerne davantage les pêcheries de senneurs et s'applique par conséquent moins au cas de l'espadon de l'Atlantique. Le Groupe a également discuté de ce que la littérature scientifique dénomme « aller simple », c'est à dire lorsque les données d'entrées du modèle ne comprennent que la période pendant laquelle des augmentations de l'effort s'accompagnent de diminutions de la CPUE. Le Groupe a mis l'accent sur les exigences simples en matière de données qui permettent d'utiliser des séries temporelles de capture relativement longues, ce qui n'est pas monnaie courante dans les évaluations de stocks du SCRS. Le Groupe a reconnu les problèmes survenant lorsque les CPUE disponibles présentent des tendances contradictoires. Même si ce problème peut être résolu en estimant une CPUE combinée (tel que cela avait été réalisé dans des évaluations antérieures avec ASPIC), cette approche peut potentiellement produire des résultats biaisés. Par conséquent, le Groupe a tenu un débat prolongé sur les méthodes pouvant être utilisées pour estimer l'indice combiné et sur certains avantages et inconvénients potentiels de ce type d'indice. On a signalé qu'étant donné que les indices ne présentent probablement pas tous la même sélectivité, un indice combiné pourrait représenter l'ensemble du stock et pourrait convenir davantage à un modèle de biomasse. Le Groupe a reconnu que de nombreuses flottilles ont opéré dans une zone et pendant une saison de pêche réduites et que ces changements peuvent engendrer des problèmes lorsqu'on essaie d'estimer un indice combiné. En outre, le Groupe a convenu que les problèmes liés aux séries de CPUE, tels que les changements connus de capturabilité au cours du temps, doivent être résolus en dehors du modèle, car le modèle n'est pas assez flexible pour régler ce type de difficulté. Il a été proposé, à titre d'outil exploratoire, d'exécuter ASPIC avec un indice combiné et ensuite avec une série de CPUE à la fois afin de savoir quelles sont les informations qui sont fournies par chaque indice et de découvrir l'influence de chaque indice sur les résultats finaux. En ce qui concerne la pondération des indices, et plus particulièrement l'application de différentes pondérations à différentes années de la série temporelle, on a souligné qu'ASPIC ne permet pas de réaliser différentes pondérations par année, mais qu'il permet d'appliquer différentes pondérations aux séries des différentes CPUE.

Le Groupe a convenu qu'il serait important d'utiliser ASPIC dans la prochaine évaluation, notamment compte tenu de la nécessité de disposer d'un scénario de continuité. Par conséquent, on a recommandé de l'utiliser pour les stocks de l'Atlantique Nord comme de l'Atlantique Sud.

## **8.2 Analyse de population virtuelle (VPA)**

### *Postulats du modèle*

Le modèle postule que le stock évalué correspond à une population fermée ou à un mélange de deux populations. Un mélange rapide est postulé par le biais de la zone de distribution originale de chaque population. On considère que le taux de mortalité naturelle de chaque groupe d'âge est constant au fil du temps. Il est postulé que la capture de chaque groupe d'âge est connue et ne présente aucune erreur. L'abondance, la mortalité et les données de marquage, même si elles sont imprécises, représentent avec précision la population. La courbe de croissance est connue de façon précise.

### *Données d'entrée*

Séries de CPUE, CPUE, prise par âge.

### *Résultats du modèle*

Trajectoires de F et B. Trajectoires de F et B relatifs. Capturabilité  $q$  de chaque série de CPUE. Intervalles de confiance. Les projections, FPME et les points de référence correspondant de  $F_{0,1}$  peuvent être obtenus en utilisant un programme de projection supplémentaire.

### *Diagnostics*

Digramme d'ajustement des indices. Schémas rétrospectifs.

### *Incertitudes*

Estimées dans le modèle par bootstrap. Introduction de CV dans les séries de CPUE.

### *Paramètres-clés*

Ratio de F (ratio du taux de mortalité par pêche de l'âge le plus avancé à celui du prochain âge le plus jeune) et blocs destinés à estimer le F de l'année terminale (généralement limité en postulant une vulnérabilité semblable à celle des dernières années  $n$ ). Tout point de référence (considérations de l'état) appelle l'utilisation d'un SRR ou d'indices approchants.

### *Points forts et faibles*

Le SCRS utilise habituellement la méthode à des fins d'évaluation de stocks et de test de simulation. Elle fournit un éventail de diagnostics et nécessite moins de postulats que dans les approches de prise par âge statistique (SCA), probablement moins que dans les approches de dynamique de la biomasse. La VPA peut traiter des sélectivités variables et, en général, les projections peuvent intégrer certaines questions de gestion (limites de taille, etc.). Elle peut intégrer plusieurs indices de CPUE présentant différentes sélectivités (prises partielles).

La méthode n'impose pas explicitement des estimations de productivité de la population, comme BSP, ou, comme c'est souvent le cas, SCA lorsque les valeurs d'inclinaison sont fixées ou saisies avec des valeurs restrictives. L'incertitude ne peut être estimée dans le modèle que par bootstrap. Il est postulé que la CAA ne présente pas d'erreur. Elle requiert un soutien important de la part de l'ICCAT pour préparer les matrices de CAS et CAA.

La VPA a été utilisée dans les évaluations précédentes d'espadon (2002, 2006, 2009), mais n'a pas été utilisée pour formuler un avis de gestion. Le Groupe a convenu que, compte tenu de l'incertitude élevée de la CAA de l'espadon, la VPA n'est probablement pas le modèle qui convient le mieux pour évaluer cette espèce. Le Groupe a toutefois reconnu que le fait de ne pas avoir recours à des indices spécifiques aux âges peut contribuer à réduire cette limitation de la VPA. Le Groupe a fait remarquer que les révisions récentes de la CAS peuvent affecter les résultats de la VPA pour cette espèce. Le Groupe n'a toutefois pas évalué cette CAS disponible depuis peu. Dans le cas spécifique de l'espadon, au nombre des difficultés pour appliquer la VPA figure le fait que l'âge des poissons ne va pas au-delà de 5 ans, en raison de l'incapacité de déterminer de manière fiable l'âge de poissons plus âgés et du fait qu'il a été observé que cette espèce se reproduit tout au long de l'année. Par conséquent, la VPA utilise un groupe d'âge 5+ qui à son tour cache une grande partie des dynamiques du stock. Cette question influence également la VPA qui est extrêmement sensible aux ratios de F.

Le Groupe s'est demandé s'il était nécessaire de continuer à utiliser la VPA étant donné que les postulats du modèle nécessitent de disposer d'une CAA dépourvue d'erreur, que ce modèle n'a pas été utilisé pour formuler un avis de gestion antérieurement et qu'il requiert des ressources importantes du Secrétariat de l'ICCAT. Il a néanmoins été signalé que la VPA peut être utilisée comme outil exploratoire afin de mieux comprendre les changements de la sélectivité ou l'influence des différentes entrées.

Après avoir soupesé l'ensemble des points forts et faibles de la VPA, le Groupe a convenu de ne pas recommander son utilisation lors de la prochaine évaluation.

### **8.3 Modèle 2 bayésien de production excédentaire (BSP2)**

Le SCRS/2013/100 présentait une mise à jour (B2P2) du programme bayésien d'évaluation des stocks de production excédentaire de l'ICCAT (BSP). BSP2 offre une nouvelle mise en œuvre qui modélise l'erreur de processus dans les équations des dynamiques et l'erreur d'observation dans les états prédits (à savoir un modèle état-espace). Le programme peut intégrer plusieurs priors pour les paramètres-clés, dont la capacité de charge (K), le taux maximum d'accroissement de la population ( $r$ ) et le ratio de la biomasse du stock de l'année initiale par rapport à la capacité de charge (Binit/K). Le programme permet l'intégration bayésienne aux fins du calcul des distributions postérieures de probabilité marginale pour les paramètres et les variables de gestion et les résultats à inclure dans les diagrammes de Kobe. Les facteurs bayésiens peuvent être calculés pour évaluer la crédibilité relative des différentes fonctions de production et des différents scénarios du modèle (par exemple, différents priors et scénarios de prises historiques) lorsque les différentes variantes du modèle sont ajustées aux mêmes données de l'indice d'abondance. Le programme a fait l'objet d'un test de simulation et a récupéré avec une précision raisonnable (dans une fourchette de plus ou moins 20%) les paramètres « réels » sous-jacents et les états de stocks « réels », même lorsque les données ont été simulées avec une imprécision élevée et une erreur de processus élevée des dynamiques de l'état.

### *Postulats du modèle*

Un décalage de un an définit correctement l'influence de la biomasse annuelle du stock sur la future production excédentaire comme dans tout modèle de production dont ASPIC. Les indices d'abondance sont reliés à la biomasse du stock par le biais d'une constante de proportionnalité au moyen de laquelle l'indice ne présente pas de stabilité ou d'épuisement extrêmes. La production excédentaire peut être décrite au moyen du modèle Schaefer ou de la fonction de production généralisée de Fletcher.

### *Données d'entrée du modèle*

Séries de capture. CPUE. Priors pour  $K$ ,  $r$ ,  $B_0/K$ , écarts des erreurs de processus. Valeur fixe pour l'écart standard préalable des écarts des erreurs de processus. Un CV pour chaque indice d'abondance qui est constant au cours du temps, et si cela est jugé nécessaire, un CV supplémentaire par année pour chaque indice d'abondance. Une valeur fixe pour l'auto-corrélation des écarts des erreurs de processus pour les années suivant la dernière année des données. Spécification pour le type de fonction de production excédentaire (Schaefer, Fletcher-Schaefer) et la valeur du paramètre pour le point d'inflexion.

### *Résultats du modèle*

Distributions postérieures pour les paramètres estimés ( $r$ ,  $K$ ,  $b_0/K$ ,  $\sigma$  (indice)), biomasse du stock, PME,  $F$  annuel,  $F/FPME$ ,  $B$ ,  $B/BPME$ , production de remplacement,  $\ln$  (poids moyen).

### *Diagnostics*

Diagrammes des écarts des erreurs de processus de la médiane de la distribution postérieure par année, avec des intervalles de probabilité par année. Diagrammes de l'ajustement de la biomasse du stock de la médiane de la distribution postérieure aux données de l'indice d'abondance. Diagrammes des distributions préalables et postérieures du modèle. Diagnostics graphiques et numériques de la méthode d'échantillonnage d'importance (SIR).

### *Incertitudes*

Il existe des incertitudes entourant les paramètres estimés, les variables du modèle, apparaissant dans les distributions postérieures, les écarts standard, les coefficients de variation, les intervalles de probabilités. Les facteurs bayésiens peuvent être calculés sur la base du ratio moyen d'importance par scénario et peuvent être utilisés pour pondérer les distributions résultantes à partir de différents scénarios afin de faire apparaître l'incertitude entourant l'état du stock et les variables d'intérêt découlant des incertitudes entourant la structure du modèle.

### *Paramètres-clés*

$r$ ,  $K$ ,  $B_0/K$ ,  $BPME/K$ .

### *Points forts et faibles*

Le modèle ne fournit aucun postulat concernant la vulnérabilité par âge. Il utilise les données disponibles sur le cycle vital pour élaborer une distribution à priori de  $r$ . BSP2 est très flexible et peut s'ajuster aux données. Méthodologie cohérente et théoriquement rigoureuse permettant d'intégrer les incertitudes entourant les données et les incertitudes entre les formes du modèle. On estime que les modèles de production état-espace fournissent de manière acceptable une estimation de la biomasse du stock et des évaluations des processus de gestion pour un stock en récupération avec des données introduisant du bruit. Sous certaines configurations du modèle, il est difficile de procéder à des tests de simulation. À l'instar de la méthode bayésienne, une formation est nécessaire pour exécuter efficacement le programme. Comme dans le cas d'autres modèles de production excédentaire, il peut être imprécis au niveau biologique et peut dès lors ne pas refléter les dynamiques réelles du stock.

Le Groupe a reconnu que BSP2 est en substance un modèle de production excédentaire et qu'il présente par conséquent les mêmes limites et avantages d'autres modèles de production tels qu'ASPIC. Le Groupe a discuté de certains avantages que présente l'utilisation des approches de modélisation bayésiennes, dont la capacité d'obtenir des affirmations probabilistes pour les résultats d'intérêt sous la forme de « distributions postérieures ». De plus, les méthodes d'estimation bayésiennes permettent de faire en sorte que les informations



et données supplémentaires fassent partie des distributions préalables des paramètres du modèle. Ces distributions préalables peuvent contribuer à limiter l'estimation afin de pouvoir obtenir des résultats plus utiles et biologiquement plus fiables. Une présentation a été réalisée au Groupe et faisait apparaître que le modèle BSP2 fournit de bons ajustements des données, s'exécute rapidement et est fiable au niveau numérique. Le modèle utilise un prior pour  $r$  qui intègre les informations biologiques de base. Le Groupe a identifié un facteur important du BSP2, à savoir qu'il permet d'évaluer l'influence des priors et des données d'entrée de capture sur les résultats du modèle. En outre, les résultats du BSP2 dans l'évaluation de la productivité du stock tiennent compte de manière plus rigoureuse des paramètres et de l'incertitude structurelle.

Le Groupe a reconnu que le modèle BSP2 présente une flexibilité importante et il a souhaité savoir si le modèle utilisé pour l'exemple de l'espadon avait la même formulation que dans le modèle BSP original ou si un grand nombre de codifications supplémentaires avaient été ajoutées. Le Groupe a également souhaité savoir si le modèle BSP2 a fait l'objet d'un test de simulation dans sa formulation appliquée à l'espadon. On a indiqué au Groupe que la version mise à jour état-espace de BSP2 a fait l'objet d'un examen par les pairs lors des évaluations récentes de stocks au Canada ainsi que d'un test de simulation. On a estimé que BSP2 évalue de manière satisfaisante la biomasse du stock, l'état du stock et permet d'atteindre le rétablissement de stocks décimés et surpêchés dans des cas présentant une variation stochastique autocorrélée assez élevée de la biomasse du stock et les indices disponibles d'abondance présentaient des CV relativement élevés, à savoir majoritairement supérieur à 0,3.

Le Groupe s'est dit préoccupé par l'absence d'un manuel actualisé pour le BSP2 et a constaté que les scientifiques nationaux n'étaient pas encore familiarisés avec son emploi. Le Groupe a recommandé qu'un cours de formation soit disponible pour les scientifiques nationaux intéressés par cette approche particulière du modèle. Le Groupe a convenu que le modèle BSP2 offre davantage de souplesse et plus d'options qu'ASPIC et il a été recommandé d'exécuter les deux modèles parallèlement afin de comparer leur comportement et de mieux comprendre leurs différences. Le Groupe s'est également demandé comment le prior pour  $r$  avait été développé. Même si ce prior en particulier a été utilisé par le passé, le Groupe a recommandé d'actualiser le prior pour  $r$  en utilisant la plus récente méthodologie développée à cet effet ainsi que les récentes actualisations des estimations des paramètres du cycle vital de l'espadon.

Le Groupe a recommandé d'employer le modèle BSP2 dans la prochaine évaluation des stocks de l'Atlantique Nord et Sud et d'explorer des options visant à incorporer ce modèle dans les modèles déjà utilisés pour le SCRS.

#### **8.4 Stock Synthèse (SS)**

##### *Postulats du modèle*

La structure du Stock Synthèse (SS) permet l'élaboration de modèles simples à complexes en fonction des données disponibles. En conséquence, le cadre de modélisation de SS est conçu pour permettre à l'utilisateur de contrôler la majorité des postulats qui vont dans le modèle. SS postule que les données d'observation sont un échantillon aléatoire et dépourvu de biais de la pêche et/ou de la prospection qu'il est censé représenter. Le modèle général contient des sous-éléments qui simulent la dynamique de population du stock et des pêcheries, obtiennent les valeurs escomptées pour les diverses données observées et quantifient l'ampleur de la différence entre les données observées et les données escomptées.

##### *Données d'entrée du modèle*

Stock Synthèse fournit un cadre statistique pour la calibration du modèle de dynamique de population utilisant diverses données des pêcheries et des prospections. SS fait preuve d'une extrême souplesse dans sa capacité à utiliser une large diversité de données d'âge, de taille et de données agrégées des pêcheries et des prospections. Il est conçu pour recevoir la structure des âges et des tailles de la population et contient de nombreuses sous-zones de stocks. La sélectivité peut être conceptualisée comme étant uniquement spécifiques à l'âge, spécifique à la taille uniquement dans les observations ou spécifique à la taille avec la capacité de cerner l'effet principal de la survie spécifique à la taille. Même si SS peut recevoir une multitude de types de données, deux sont requises : celles qui sont une série temporelle de la capture et celles qui sont un indice d'abondance. En revanche, un modèle peut être mis au point et incorporer plusieurs zones, saisons, sexes, croissance et des morphes de croissance, ainsi que des données de marquage. Les données environnementales peuvent aussi être utilisées pour moduler n'importe quel paramètre à l'intérieur du modèle. La structure des tailles et des âges, la taille à l'âge, l'erreur de détermination de l'âge et les biais, ainsi que le ratio des sexes peuvent également être incorporés.

### *Résultats du modèle*

Le résultat du modèle SS est proportionnel à la complexité de la configuration du modèle et des données d'observation. Tous les paramètres estimés sont des résultats avec des déviations standard. Les quantités obtenues incluent des paramètres de gestion typiques, tels que la PME,  $F_{PME}$  et  $B_{PME}$ , et SPR. Les matrices typiques des nombres par âge, croissance et clefs âge-longueur sont par ailleurs fournies.

### *Diagnostics*

Les diagnostics sont habituellement examinés soit à travers le logiciel R r4SS graphique et numérique, soit par le biais de la feuille de calcul accompagnatrice, graphique et numérique. Les diagnostics affichent généralement les valeurs résiduelles de l'ajustement des données d'observation et des quantités dérivées. Le résultat numérique est également disponible sous la forme de la matrice Hessien, la matrice de corrélation et d'une sortie de dépiage du paramètre. Lorsqu'elle est exécutée en mode MCMC, la distribution a posteriori est également une sortie.

### *Incertitude*

L'incertitude peut être cernée d'au moins trois manières : déviation standard des paramètres, création de fichiers de données par bootstrap ou techniques MCMC. Le logiciel ADMB C++ dans lequel SS est écrit recherche le jeu des valeurs des paramètres qui maximise la qualité de l'ajustement, puis calcule la variance de ces paramètres à l'aide des méthodes inverses MCMC et Hessien. Une couche de gestion est également incluse dans le modèle, ce qui permet à l'incertitude entourant les paramètres estimés de se propager aux quantités de gestion, facilitant ainsi une description du risque de divers scénarios de gestion possibles, y compris les prévisions de limites de capture annuelles possibles.

### *Paramètres-clés*

Les paramètres clefs de SS dépendent de la configuration du modèle créée. Or, étant donné qu'il est structuré par âge, le taux de mortalité naturelle est des plus critique. Le paramètre de *steepness* est également essentiel du fait qu'il dicte le taux de croissance compensatoire de la population.

### *Points forts et faibles*

SS peut utiliser un grand nombre de types différents de sources de données pour créer un modèle personnalisé à l'intérieur d'un cadre cohérent. C'est sa plus grande force du fait qu'il permet à l'utilisateur de créer un modèle avec une souplesse égale à celle des données. Le traitement préalable des données est moindre que certains autres cadres étant donné qu'il est pleinement intégré à la structure du modèle. Pareillement à un BSPM, SS a une capacité bayésienne complète. Contrairement à la VPA, il peut être exécuté sans matrice de prise-âge en utilisant exclusivement les longueurs ou entièrement sans aucune longueur. Par conséquent, aucun découpage des âges n'est requis. Il permet d'expliquer les changements intervenus dans les données d'observation qui sont dus à des changements de gestion ou d'environnement. Presque tous les paramètres peuvent changer dans le temps de plusieurs façons. La prévision est réalisée dans le cadre intégré de la construction du modèle. Parmi les limitations du SS, on peut citer le nombre limité d'utilisateurs expérimentés au sein du SCRS. De surcroît, en raison de sa capacité à créer des modèles très complexes, son fonctionnement peut être lent par rapport à ASPIC ou à la VPA, mais seulement s'il est fortement paramétrisé (c.-à-d. le temps de fonctionnement dépend de la complexité du modèle). Étant donné que le cadre est capable de nombreuses options, l'utilisateur doit garder à l'esprit la parcimonie du modèle.

Le Groupe a estimé que le modèle SS était probablement le plus flexible de tous les modèles examinés pendant la réunion. La caractéristique la plus utile du cadre du SS est peut-être le fait qu'il « amène le modèle aux données » au lieu du contraire (c.-à-d. on peut le rendre aussi simple ou aussi complexe que les données le permettent). Le SS peut être configuré pour exécuter un simple modèle de production excédentaire jusqu'à un modèle entièrement intégré. C'est pourquoi les valeurs d'entrée et de sortie des données dépendent de la configuration du modèle. Ce modèle pourra peut-être également permettre au SCRS d'estimer et d'évaluer la solidité des points limites de référence. Le Groupe s'est penché sur la nécessité d'améliorer la façon dont les flottilles sont définies en profitant de la souplesse du modèle. À titre d'exemple, une approche pourrait consister à regrouper les échantillons de tailles des différentes flottilles qui ont des sélectivités similaires. On a également signalé qu'en raison du schéma de migration de l'espadon, il pourrait s'avérer nécessaire de scinder une flottille d'un pavillon donné en deux ou plusieurs flottilles (p.ex. une flottille qui pêche dans les lieux de reproduction et également dans les aires trophiques où les grandes femelles sont plus abondantes).

Le Groupe a convenu de recommander que le SS soit utilisé comme l'un des modèles dans la prochaine évaluation du stock de l'Atlantique Nord et, en fonction des ressources disponibles, dans celle du stock de l'Atlantique Sud également.

### **8.5 Modèle état-espace**

#### *Données d'entrée*

Identiques à la VPA. CAA, indices d'abondance, maturité, paramètres de croissance.

#### *Sorties*

Identique à la VPA, estimations de SRR, point de référence, incertitude sans bootstrap. Matrice de variance-covariance. Distributions de probabilités et SE de paramètres d'intérêt.

#### *Paramètres-clés*

SRR et F

#### *Diagnostics*

Identique à la VPA, y compris les diagrammes de valeurs résiduelles. Utilise le même progiciel pour les diagnostics qu'ADAPT-VPA. Vraisemblances, matrice Hessien, matrice de variance-covariance. Tests statistiques pour les paramètres différents des valeurs particulières.

#### *Points forts et faibles*

Cette approche de modélisation s'exécute rapidement. L'approche est flexible et peut incorporer la sélectivité variable dans le temps. Elle peut incorporer l'erreur d'observation dans la capture. Elle nécessite moins d'ajustements que la VPA ; tous les calculs sont intégrés. Elle fournit le F et B relatifs avec des intervalles de confiance. Elle nécessite des connaissances sur la façon dont la sélectivité varie dans le temps. Elle a besoin de la CAA. Toutefois, elle nécessite la vérification de trop de diagnostics pour garantir le bon fonctionnement du modèle. Le Groupe a fait remarquer que le SCRS n'est pas familiarisé avec ce modèle et n'a pas l'expérience de l'exécuter. Il n'a pas été considéré qu'il s'agissait d'une approche simple.

Le Groupe a indiqué que, comme la VPA n'avait pas été choisie en partie à cause de la nécessité d'utiliser la CAA comme valeur d'entrée, ce modèle ne devrait pas non plus être employé. Le Groupe a convenu que cette approche du modèle particulière avait du potentiel, mais que le SCRS avait besoin de temps pour pleinement l'évaluer dans les années à venir. C'est pourquoi le Groupe n'a pas recommandé l'emploi de ce modèle état-espace dans la prochaine évaluation.

### **8.6 Discussion sur les diagnostics**

Le Groupe a convenu que, indépendamment de l'approche de modélisation utilisée dans la prochaine évaluation, les diagnostics issus des différents modèles devraient inclure des éléments communs et être standardisés dans la mesure du possible. Le Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation (WGSAM) a recommandé que des diagnostics appropriés soient mis au point pour tous les modèles d'évaluation. Même si l'on a reconnu que ceux-ci pourraient varier d'un modèle d'évaluation à l'autre, il a aussi été reconnu que même si différents modèles et méthodes pourraient avoir des diagnostics légèrement différents, nombre de diagnostics seront communs à toutes les méthodes. Le Groupe a discuté des types de diagnostics qui sont utilisés pour les évaluations des stocks et a estimé que ceux-ci appartenaient à cinq catégories principales : 1) analyses exploratoires des données, 2) ajustements des données (p.ex. diagrammes de valeurs résiduelles), 3) tests de vraisemblance, 4) tests de sensibilité, et 5) simulations, telles que les analyses rétrospectives/de validation par recoupement.

### *1) Analyse exploratoire des données*

Les données saisies dans les évaluations des stocks sont essentiellement des indices de capture par unité d'effort dépendant des pêcheries. Ces indices peuvent être affectés par divers facteurs que les procédures de standardisation sont censées supprimer. Or, le calcul des indices, tels que celui de Gulland (Réf.) pourrait apporter des informations pour identifier les schémas de ciblage (p.ex. dans l'océan Pacifique, cette approche s'est révélée très utile pour confirmer les changements du ciblage dirigé et non-dirigé sur les istiophoridés au cours des 25 premières années de la pêche palangrière japonaise).

Les méthodes traditionnelles d'évaluation des stocks prévoient souvent l'inclusion de moyennes pondérées de données contradictoires, et ceci produit généralement des estimations des paramètres intermédiaires par rapport à ceux obtenus des jeux de données individuels. Schnute (1993) a démontré que, lorsque des erreurs de modèle ou de données sont considérées, les valeurs de paramètres les plus vraisemblables ne sont pas intermédiaires aux valeurs conflictuelles ; en revanche, elles surviennent à l'un des extrêmes apparents. C'est pourquoi une comparaison des indices (p.ex. par une analyse de corrélation) pourrait s'avérer utile à la formulation d'hypothèses pour décider des scénarios d'évaluation des stocks à exécuter.

### *2) Ajustements des données*

Afin de vérifier les ajustements de modèles, il est important d'inspecter les diagrammes de valeurs résiduelles (p.ex. provenant des indices utilisés pour calibrer les tendances des stocks, ou provenant des données de composition des tailles). Le SCRS/2013/36 présentait diverses méthodes d'analyse des valeurs résiduelles pouvant être employées dans une gamme de cadres d'évaluation (p.ex. ASPIC, BSP, VPA, SS, Multifan-CL, SCRS/2013/56, 57 et 58). L'idée n'était pas de fournir des directives, mais un simple résumé des méthodes susceptibles d'être utilisées pour une gamme de modèles d'évaluation des stocks. Le logiciel est disponible sous la forme du logiciel R.

### *3) Tests de vraisemblance*

Les ratios de vraisemblance peuvent être utilisés pour comparer les scénarios d'évaluation des stocks ou pour pondérer plusieurs scénarios. Hobbs et Hilborn (2006) se sont penchés sur les façons d'évaluer le poids des preuves pour de multiples hypothèses, l'inférence multi-modèles et l'emploi des informations prior dans l'écologie ; ces approches pourraient servir à pondérer de multiples scénarios d'évaluation dans le cadre de Kobe. De surcroît, le profilage des vraisemblances par les composantes des données (ISC/11/BILLWG-3/01, SCRS/2013/119) est une technique prometteuse qui permet d'évaluer l'impact des différents jeux de données sur les paramètres fondamentaux (p.ex.  $r$ ,  $B_0$ ).

### *4) Tests de sensibilité*

Dans le cadre d'une évaluation de stock, il est pratique courante d'exécuter des scénarios alternatifs, tels que les tests de sensibilité. À la CCSBT et WCPFC, une grille est utilisée pour choisir les paramètres fondamentaux ou options clés pour lesquels les données pourraient ne pas contenir d'informations convaincantes. À titre d'exemple, pour deux facteurs correspondant à : i) il n'y a pas de données directes sur la mortalité naturelle pour définir son niveau ou forme, mais l'on sait que le paramètre est vital à la fois pour les estimations et les points de référence de l'évaluation des stocks ; ou ii) la qualité des données de taille par pêcherie : quelles sont les tailles relatives des échantillons effectifs. Dans un tel cas, il pourrait exister plusieurs niveaux potentiels pour chaque facteur et l'emploi d'une grille (c.-à-d. niveaux de facteur i par niveaux de facteur ii) permettrait d'explorer tous les principaux effets et interactions. Toutefois, si de nombreux facteurs doivent être pris en compte, ceci donnera lieu à un grand nombre d'essais. Il serait donc peut-être plus approprié de préciser tout d'abord un cas de base et ensuite des facteurs dotés de niveaux qui représentent les principales incertitudes. Pendant les sessions d'évaluation des stocks, les principaux effets peuvent être évalués en variant un facteur à la fois. Avec un peu de chance, cela permettra à l'évaluation du stock de délimiter la principale incertitude et d'agir comme un simple essai de filtrage pour déterminer les facteurs qui ont le plus d'influence sur la perception de la dynamique du stock. Sur la base de l'identification des principaux facteurs, une expérience conçue à plusieurs niveaux peut ensuite être mise au point pour l'évaluation de la stratégie de gestion (MSE) qui inclue des interactions entre facteurs.

## 5) Simulations

Des techniques de simulation sont des outils très utiles ; ceux-ci vont des analyses rétrospectives à la validation croisée, étant donné que pour apprendre sur une méthode, il convient de prévoir les résultats qui se sont déjà produits (Gelman et Hill, 2007). Elles peuvent également servir à voir si les paramètres fondamentaux, tels que la pente à l'origine de la relation stock-recrutement, peuvent vraiment être estimés dans les modèles d'évaluation des stocks des pêcheries (Lee *et al.* 2012).

## 9. Indices d'abondance relative

### 9.1 Indices d'abondance relative - Nord

Le Groupe a passé en revue neuf documents qui décrivaient les séries de capture par unité d'effort (CPUE) pour l'Atlantique Nord. Les indices ci-dessous ont été standardisés au moyen de diverses approches analytiques.

Le tableau élaboré en 2012 par le Groupe de travail sur les méthodes afin d'évaluer les séries de CPUE présentées (Anon. 2013) a été complété pour chaque série de CPUE par le rapporteur et présenté au Groupe. Le Groupe a ensuite révisé et modifié les valeurs (**Tableau 12**). On a reconnu que ce travail est plutôt subjectif et qu'il ne fournit qu'une simple indication quant à la nature de la série de CPUE et la façon dont elle pourrait être utilisée efficacement dans les évaluations.

Les indices d'abondance canadiens pour le stock d'espadon de l'Atlantique Nord ont été estimés avec des données originaires de la pêcherie palangrière pélagique du Canada (SCRS/2013/059). Des séries temporelles de capture agrégée par âge nominales et standardisées ont été élaborées pour obtenir le poids vif et le nombre d'espadons capturés à l'hameçon (1963 à 2012). Les séries nominales spécifiques à l'âge et au sexe du nombre d'espadons par hameçon sont fournies pour la période 1999-2012, indiquant une augmentation régulière pour les âges 3+, même si on a fait remarquer que l'âge et les sex ratios pourraient être obsolètes. La standardisation a impliqué un modèle d'effets mixtes avec des effets dus à l'appât, type d'hameçon, trimestre, requins et thonidés capturés, durée de la sortie et zone. L'indice standardisé agrégé par âge continue à faire apparaître une tendance ascendante observée depuis les années 2000 et atteignant un nouveau sommet en 2010.

Le Groupe a discuté des effets des changements dans la structure de gestion tout au long de l'historique de la pêcherie et a fait constater qu'une rupture de la série en 2002 pourrait s'avérer nécessaire pour tenir adéquatement compte du passage d'un système de quota compétitif à un système de quota individuel transférable (ITQ) ; l'auteur a convenu d'étudier plus avant cette question.

Le Groupe s'est également interrogé sur le fait que les tendances basées sur le type d'appât tendent à se dévier plutôt qu'à se suivre et les auteurs ont convenu de rechercher la source des déviations.

Les CPUE standardisées pour 1968-2011 de la pêcherie palangrière du Taipei chinois opérant en eaux lointaines dans l'océan Atlantique Nord ont été présentées dans le SCRS/2013/097. L'information sur le type d'opération (nombre d'hameçons par panier) a été incluse dans les modèles à partir de 1995, si disponible. Deux approches alternatives (modèles linéaires généralisés - GLM et modèles additifs généralisés - GAM) ont été utilisées pour standardiser la CPUE. Les indices d'abondance obtenus des deux approches de modélisation étaient très similaires et assez robustes à l'inclusion de la configuration des engins, mais ils étaient quelque peu sensibles à l'inclusion d'espèces thonières cibles comme variables explicatives. La CPUE standardisée de l'espadon dégageait une tendance décroissante continue de 1968 à la fin des années 80, puis elle est soudainement passée à un niveau plus élevé entre 1990 et 1997 pour retomber brusquement vers la fin des années 90. Depuis 1999, elle s'est relativement stabilisée, connaissant des pics en 2006 et en 2011.

Le Groupe n'a pas pu évaluer de façon satisfaisante le document de travail présenté par le Taipei chinois du fait de l'absence de l'auteur qui n'a pas pu répondre aux questions ni fournir des clarifications sur des questions soulevées par le Groupe. À titre d'exemple, on s'est demandé avec une certaine inquiétude si les indices estimés pourraient ne pas s'être basés sur une grille de prévision équilibrée équivalente à la moyenne des moindres carrés de SAS. Si les indices étaient en revanche calculés comme les moyennes annuelles des valeurs prédites dans le modèle pour chaque observation, ils ne tiendraient pas compte avec prévision des facteurs dans le modèle. Il a également été noté qu'une analyse antérieure de cette base de données (Hsu 2012) a identifié des changements importants dans la collecte, la sélection et les niveaux d'agrégation des données dans le temps, comme le fait de passer d'agrégations de carrés de 5°x5° à des carnets de pêche journaliers, le type d'opérations (de surface ou en

profondeur) consigné dans les carnets de pêche journaliers n'étant identifié que pendant la période la plus récente (après 2003). Hsu (2012) a donc élaboré des indices distincts pour chacune des quatre périodes afin de traiter ces grandes différences et l'on ne sait pas au juste comment ces changements ont été abordés dans l'analyse actuelle. Les informations sur la configuration des engins, qui pourraient contribuer à tenir compte des changements de la stratégie de pêche, n'étaient pas disponibles avant 1995. Étant donné les grands changements de stratégie de pêche qui ont eu lieu dans cette pêcherie et dans les données, et considérant les niveaux de capture relativement faibles réalisés par cette flottille dans l'Atlantique Nord, le Groupe n'a pas recommandé l'emploi de cet indice pour l'évaluation du stock.

Les données de prise et d'effort de la flottille palangrière marocaine ciblant l'espadon dans l'océan Atlantique Nord au cours de la période 2004-2008 ont été analysées par l'approche de modélisation GLM, postulant une distribution d'erreur lognormale (SCRS/2013/099). La standardisation n'a tenu compte que des effets de l'année et du trimestre. L'indice d'abondance de la biomasse relative a fait apparaître de modestes fluctuations conjuguées à une tendance légèrement ascendante.

L'inclusion d'une interaction année\*trimestre comme effet fixe suscite des préoccupations, car ceci peut affecter l'estimation de l'effet année (qui est un indice approchant pour l'abondance relative). Le Groupe a recommandé que l'auteur explore la modélisation de l'interaction comme un effet aléatoire. Le Groupe a fait remarquer que cet indice n'avait pas été utilisé pour les analyses lors de l'évaluation des stocks de 2009 en raison de la brièveté des séries, et il a décidé qu'il possédait désormais une longueur suffisante aux fins de son inclusion. On ne savait pas au juste si l'indice représentait ou non une couverture spatiale distincte, car la zone de pêche a fait l'objet d'une description limitée (on sait seulement que la flottille opère entre les latitudes 20° et 26°N) et il se pourrait que la flottille palangrière espagnole déploie un effort considérable dans la même zone.

Le SCRS/2013/104 présentait la CPUE standardisée pour l'espadon capturé par la pêcherie palangrière pélagique du Portugal dans l'Atlantique Nord au cours de la période 1997-2012. Des procédures de modèle mixte linéaire généralisé (GLMM) ont été employées pour standardiser les données de capture d'espadon (biomasse) et d'effort nominal (nombre d'hameçons). Comme lors des analyses antérieures, les principaux effets incluaient : année, zone, trimestre, une variable nation-opération tenant compte des différences opérationnelles et d'engins jugées influencer la capturabilité de l'espadon, une variable cible (catégories basées sur la proportion des espadons dans la capture par rapport aux captures combinées d'espadon et de requins peau bleue) pour tenir compte des sorties où les requins prédominaient dans la capture ou bien qu'ils étaient aussi potentiellement ciblés, ainsi que des termes d'interaction pour année\*zone. Aussi bien l'indice nominal que l'indice standardisé font apparaître une tendance générale à la hausse dans les séries temporelles. Des analyses de sensibilité ont été utilisées à des fins de test en employant une moyenne constante de 1 au lieu de 10% (la variable réponse devient CPUE+1) ; en employant une catégorisation de ratio différente (centiles de 10% au lieu de 25%), et en supprimant l'interaction année/type d'engin qui n'est que marginalement importante. En général, les paramètres estimés du modèle ont été très similaires au modèle final d'origine.

Le Groupe a fait remarquer que la démarche consistant à ajouter une valeur constante à la capture afin d'inclure les sorties infructueuses (sorties avec des captures nulles d'espadon) dans l'analyse qui postulait une distribution d'erreur lognormale s'est avérée problématique par le passé (des problèmes liés à des distributions d'erreur asymétriques ou accusant un pic sont notamment apparus) et elle a été largement abandonnée dans les analyses du SCRS en faveur d'approches telles que delta-lognormal. Le Groupe a recommandé que les auteurs envisagent de telles alternatives à l'avenir.

Des discussions considérables ont également eu lieu sur le caractère approprié de l'inclusion d'une variable explicative (dans ce cas, la variable espèce-cible de la proportion d'espadon par rapport à l'espadon et au requin peau bleue combinés) qui est obtenue de la variable dépendante (ou directement liée à celle-ci). La préoccupation est que le modèle va calculer que les changements dans les taux de capture sont *causés* par des changements du niveau de la catégorie cible, alors que dans les faits les changements de l'abondance pourraient être reflétés dans les niveaux de capture qui, à leur tour, changent la catégorie cible, indépendamment de tout changement dans la stratégie de pêche. En conséquence, le modèle de standardisation aurait tendance à ajuster à la baisse les taux de capture élevés et à ajuster à la hausse les taux de capture faibles, masquant ainsi les tendances sous-jacentes. Selon un autre point de vue, en l'absence d'informations détaillées sur les changements de la stratégie de pêche (comme la configuration des engins et l'appât), la proportion d'espadon dans la capture constituait la meilleure façon d'établir la distinction entre l'effort dirigé vers différentes espèces. Le Groupe n'a pas été en mesure de parvenir à un consensus sur ce point, faisant remarquer que divers groupes de travail du SCRS avaient suivi des pratiques différentes, et il a été recommandé que le Groupe de travail sur les méthodes se saisisse de la question relative au caractère approprié de l'emploi de variables espèce-cible qui sont directement liées à la variable dépendante.

Dans le cas de l'indice palangrier du Portugal, en réponse aux préoccupations du Groupe relatives à l'emploi d'un ratio de capture (SWO/SWO+BSH) en tant qu'indice approchant pour tenir compte des espèces cibles dans la pêche, les auteurs ont lancé une nouvelle analyse de sensibilité qui incluait la suppression de cette variable explicative. L'analyse a démontré que la suppression de la variable des ratios n'a pas donné lieu à des changements importants de la tendance générale de l'indice pour la série temporelle (**Figure 20**).

Les taux de capture standardisés en poids et en nombre d'espadons pour la flottille palangrière de surface espagnole au titre de 1986-2011 dans l'Atlantique Nord ont été déclarés dans le SCRS/2013/105. Les facteurs, tels que zone, trimestre, engin et appât ont été utilisés comme facteurs explicatifs dans la standardisation, tout comme une caractérisation de la stratégie de pêche/ciblage calculés de la même façon que cela a été fait pour les indices palangriers portugais (SWO/SWO+BSH). Les taux de capture standardisés en nombre de poissons par âge (âges 1 à 5+) pour la période 1983-2011 sont déclarés dans le SCRS/2013/107. Le modèle de standardisation a considéré les mêmes facteurs explicatifs que pour l'indice couvrant tous les âges.

Le Groupe a constaté que la procédure de standardisation pour les indices palangriers espagnols employait la même approche pour définir le ciblage, comme cela avait été fait pour les indices palangriers portugais. On n'a présenté au Groupe aucune nouvelle analyse de sensibilité examinant l'impact qu'aurait sur les résultats le fait de ne pas tenir compte de la variable cible. En ce qui concerne les indices spécifiques à l'âge qui ont été présentés, le Groupe a fait remarquer qu'il semblerait que certains schémas soient conformes aux indices qui suivent les cohortes (des crêtes et/ou des creux visibles dans les indices pour des âges successifs au cours d'années successives). Le Groupe a conclu qu'on pourrait envisager d'utiliser ces indices spécifiques à l'âge dans les modèles d'évaluation des stocks.

On a estimé pour la période 1975 – 2012 (SCRS/2013/110) les indices d'abondance spécifiques à l'âge et un indice de biomasse totale d'espadon capturé par les palangriers japonais dans l'Atlantique Nord. Ils indiquaient une augmentation apparente du stock au cours de ces dernières années. Les palangriers japonais ont rejeté/remis à l'eau des espadons entre 2000 et 2006 (remise à l'eau de spécimens vivants seulement vers la fin de la période). Toutefois, lorsque cette information a été incluse dans l'analyse de la CPUE, de grandes chutes d'indices peu plausibles ont été observées. Ceci indiquerait que l'information sur les rejets et les remises à l'eau utilisée dans cette étude ne suffisait pas à estimer les tendances de population.

Le Groupe de travail a convenu de ne pas utiliser les indices de 2000-2005 pour l'analyse des stocks, suite à l'explication des auteurs selon laquelle les estimations relatives à ces années étaient faussées en raison des problèmes posés par les données de rejet/remise à l'eau. Le Groupe a discuté de la tendance estimée à la baisse constante pendant les années 90, et il a été noté que ce phénomène pouvait être dû à la standardisation insuffisante de l'effet des engins, notamment pour les zones tropicales. Dans les zones tropicales, les palangriers japonais ont fréquemment modifié la configuration des engins dans les années 90, en raison de l'amélioration rapide des matériels des engins. Il a été suggéré que les indices dans la zone 5 (zone tempérée de l'Atlantique Nord-Ouest) ne reflèteraient pas ces fortes influences, étant donné que la configuration des engins n'a guère changé dans cette zone ; l'emploi des indices de la zone 5 pourrait également permettre de démarrer les indices plus tôt ; toutefois, la série complète pour la zone 5 n'était pas disponible à des fins d'examen pendant la réunion. Le Groupe demande que les auteurs fournissent la série complète de la zone 5, à commencer à partir de l'année la plus reculée possible. Le Groupe a fait remarquer que les schémas apparaissant dans les indices spécifiques à l'âge apparaissaient de façon simultanée pour tous les âges, et il a suggéré que ceci pouvait résulter de facteurs influents qui n'avaient pas été pris en compte dans la standardisation (dont les effets dépassent toute tendance de l'abondance des cohortes) et/ou d'importantes difficultés dans l'attribution des âges aux captures utilisées pour les indices. Il a donc été recommandé de ne pas utiliser ces indices spécifiques à l'âge.

Deux documents présentaient des traitements de données émanant de la pêche palangrière pélagique des États-Unis. Le premier document (SCRS/2013/114) analysait les données issues du Programme d'observateurs pélagiques et fournissait des indices en poids et en nombres de poissons pour les périodes 1987-2003 et 2004-2011, avec une coupure pour tenir compte du fait que toute la flottille avait changé de configuration d'engins en réponse aux exigences réglementaires qui ont imposé l'emploi de hameçons circulaires à partir d'août 2004. Cet indice utilise seulement les sorties ciblant l'espadon, telles que déterminées par le programme d'observateurs, fondées sur une configuration détaillée des engins indépendante de la composition de la capture. Pour cet indice, la proportion des opérations positives était supérieure à 0,95 pour toutes les années ; c'est pourquoi les sorties nulles ont été exclues et seul un GLM lognormal a été utilisé avec des facteurs significatifs : année, région, saison, type d'appât et baguettes lumineuses pour la CPUE en nombre et année, type d'appât et baguettes lumineuses pour la CPUE en poids.

Le Groupe a constaté que les poissons plus jeunes constituaient une composante des prises suivies par cet indice palangrier des États-Unis. Ceci pourrait expliquer, dans une certaine mesure, la variabilité des tendances estimées. Le Groupe a fait état de l'importance potentielle de cet indice en ce qui concerne la prévalence des jeunes poissons dans le temps. Il a toutefois été noté qu'il conviendrait d'examiner attentivement la distribution des tailles suivies par l'indice lorsque l'on envisagera la façon de l'incorporer dans les modèles. Pendant la réunion de préparation des données, il a été noté que du fait de la sélection des données relatives aux sorties ciblant l'espadon, la composition par taille qui s'applique à cet indice ne devrait être que pour les sorties ciblant l'espadon. Les auteurs ont suggéré qu'il pourrait être possible de joindre les indices si l'on peut calculer et appliquer une estimation de l'effet de l'hameçon circulaire. Certaines données indiquent que les hameçons circulaires réduisent les taux de capture de l'espadon lorsque le calmar est utilisé comme appât, mais qu'ils augmentent les taux de capture lorsque le maquereau sert d'appât (Foster *et al.* 2012). Les auteurs tenteront de réaliser cette correction avant la réunion d'évaluation.

Le second document (SCRS/2013/116) utilisait les données du Système de débarquements des négociants qui est disponible pour une plus longue période de temps (1982-2011) mais qui contient une comptabilisation imprécise des effets du ciblage différentiel sur la CPUE de l'espadon. Une actualisation stricte de l'indice utilisé dans l'évaluation du stock de 2009 a employé une variable catégorique obtenue de la fraction d'espadon par rapport à la prise totale afin d'indexer le ciblage et celle-ci a été présentée au Groupe. Elle a affiché des valeurs très élevées au début de la série temporelle lors d'une période de déclaration incomplète de la prise et de l'effort et un niveau relativement constant pour la majorité de la période temporelle, avec quelques signes d'augmentation au cours de ces dernières années. Un second indice a été proposé qui a démarré en 1986 en raison de la déclaration incomplète antérieure à 1986 et qui utilise les taux de capture de l'albacore, du thon rouge et du thon obèse en tant que variable catégorique afin de déterminer le ciblage. Cet indice a fait apparaître plus de similarité avec la CPUE nominale élevée au début de la série temporelle mais une divergence avec les faibles valeurs nominales au cours de ces dernières années.

Les auteurs n'étaient pas convaincus du caractère approprié d'aucune des deux méthodes pour tenir compte du ciblage et ils ont suggéré qu'il était nécessaire de mener à bien des analyses ou des modélisations de simulation plus poussées. Les auteurs ont, en revanche, recommandé l'utilisation des indices basés sur les données d'observateurs pour les modèles d'évaluation, et le Groupe s'est dit d'accord.

Les indices jugés adéquats pour être utilisés dans les modèles d'évaluation sont récapitulés dans le **Tableau 13**. Les indices sont illustrés aux **Figures 21** et **22**. Afin de faciliter la comparaison visuelle des tendances annuelles, les indices ont été échelonnés à la moyenne des années chevauchantes.

## **9.2 Indices d'abondance relative - Sud**

Six documents présentant les indices de CPUE standardisés ont été fournis au Groupe. Les indices ont été standardisés au moyen de diverses approches analytiques. Comme tel fut le cas pour l'examen des indices de l'Atlantique Nord, un tableau élaboré en 2012 par le Groupe de travail sur les méthodes afin d'évaluer les séries de CPUE présentées (Anon. 2013) a été complété pour chaque série de CPUE par le rapporteur et présenté au Groupe. Le Groupe a ensuite révisé et modifié les valeurs (**Tableau 12**).

Le document SCRS/2013/098 présentait un indice de CPUE standardisée pour la flottille thonière brésilienne opérant dans l'Atlantique Sud-Ouest qui utilisait des données de capture et d'effort de pêche de 1978 à 2012 contenant des informations de 88.423 opérations. La série de CPUE (poissons/1.000 hameçons) a été standardisée à l'aide de modèles mixtes linéaires généralisés (GLMM) avec une approche delta lognormale. Les facteurs utilisés dans le modèle étaient les suivants: trimestre, année, zone et stratégie de pêche. Les séries standardisées de la CPUE ont fait apparaître une oscillation considérable dans le temps, avec une tendance générale à la hausse de la fin des années 80 à 2007, suivie d'une brusque chute à partir de cette année peut-être due à la suppression de plus de 50% de la flottille japonaise affrétée.

Le Groupe a reconnu que l'utilisation d'une stratégie de flottille constituait une amélioration par rapport au dernier indice de CPUE qui employait uniquement une stratégie cible (Hazin *et al.*, 2010) et qui surestimerait la CPUE, même si cette méthode devait être validée aux fins de son approbation définitive. La variabilité interannuelle a été réduite dans le nouvel indice, mais elle n'a pas complètement disparu. Ce schéma pourrait refléter la composition très hétérogène de la flottille brésilienne plutôt que la véritable tendance de la biomasse.



Le document SCRS/2013/109 actualisait la CPUE de l'espadon de l'Atlantique Sud capturé par les palangriers japonais au titre de la période 1990-2012 à l'aide d'une méthode de GLM similaire à l'analyse antérieure de 2009, exception faite de la nouvelle méthode de stratification spatiale : Arbre-GLM. Au début des années 90, la CPUE standardisée a brusquement chuté, atteignant au début des années 2000 un faible niveau historique, avant de se redresser par la suite.

Le Groupe a examiné les schémas bimodaux des valeurs résiduelles de la CPUE qui, selon les auteurs, pourraient être causés par les effets non-expliqués du changement de ciblage et des prises accessoires. On a également souligné que la prise rejetée n'était pas incluse dans l'analyse, mais que ceci ne posait pas de problème car les niveaux de rejets étaient mineurs. Le Groupe a fait remarquer que le modèle utilisé dans cette étude n'avait pas entièrement standardisé les changements drastiques de la configuration des engins et des zones de pêche survenus pendant la période analysée. Les scientifiques japonais ont suggéré que la série temporelle soit divisée en deux séries distinctes, 1975-1989 et 1990-2012, étant donné que des changements opérationnels ont clairement eu lieu.

La CPUE japonaise présentée a démarré à un niveau très élevé pour décroître ensuite rapidement. Les scientifiques japonais ont fait savoir au Groupe que les deux premières années de la série temporelle pourraient ne pas être bien représentées et devraient être supprimées de la série. De surcroît, le Groupe a appris qu'une autre série temporelle démarrant en 1975 était disponible depuis l'évaluation du stock antérieure et qu'elle devrait être incluse. Le Groupe a demandé que la série temporelle de la CPUE fasse l'objet d'une nouvelle analyse en tenant compte de cette décision.

Le document SCRS/2013/098 contenait des informations sur les taux de capture d'espadon de l'Atlantique Sud provenant de la flottille du Taipei chinois. Le Président du Groupe de travail a présenté le document, étant donné que ses auteurs n'ont pas assisté à cette réunion. La série temporelle de la CPUE a été standardisée en appliquant deux méthodes alternatives (GLM et GAM) à deux jeux de données couvrant la période 1968-2011 (Tâche II) et 1995-2011 (carnets de pêche qui incluaient des informations sur la configuration des engins). Les facteurs significatifs étaient : temps, espace, configuration des engins (c.-à-d. hameçons par panier), termes d'interaction et l'impact des espèces cibles.

Comme c'était le cas pour les analyses de l'Atlantique Nord présentées pour la flottille du Taipei chinois, le Groupe s'est dit préoccupé par le fait que les prévisions fondées sur les standardisations pourraient ne pas avoir été faites sur une grille de prévision équilibrée équivalente à SAS LSmeans. Si les indices étaient calculés comme la moyenne des valeurs prédites pour chaque observation, ils ne standardiseraient pas avec précision l'effet du changement de zones de pêche par la flottille, ce qui expliquerait éventuellement pourquoi l'indice standardisé montre une claire corrélation avec les quatre stances de l'effort de pêche spatial. Le Groupe a également fait remarquer que pendant la réunion de préparation des données sur le germon, en 2012, la série temporelle de la CPUE de la flottille du Taipei chinois avait été divisée en trois périodes temporelles (50-86, 87-96 et 97-2011). On ne sait pas au juste pourquoi les périodes considérées dans la présente étude sont différentes. En raison des incohérences entre les évaluations précédentes et actuelles, le Groupe a décidé de ne pas inclure cette série dans les modèles d'évaluation des stocks. Compte tenu de ces préoccupations, le Groupe a décidé d'inclure les indices du Taipei chinois comme une analyse de sensibilité.

Le document SCRS/2013/101 présentait une mise à jour du taux de capture standardisé de l'espadon capturé par la flottille palangrière uruguayenne dans l'Atlantique Sud-Ouest entre 1982 et 2012. Comme il a été suggéré et fait pendant l'antérieure évaluation du stock d'espadon, la série de CPUE a été divisée en deux périodes en raison d'un changement d'espèce-cible en 1992. L'indice standardisé pour la première période a fait apparaître une baisse de la CPUE au cours des quatre premières années, suivie d'une hausse accompagnée d'une tendance relativement stable jusqu'en 1992. Pour la deuxième période, une baisse marquée de l'indice de la CPUE a été observée de 1993 à 2012.

Le Groupe a constaté que les séries temporelles pourraient avoir été affectées par des changements survenus après 2010 dans la dynamique des flottilles en raison de conflits de travail et de changements dans les exigences du marché qui ont donné lieu à une forte réduction de l'effort de pêche. À l'issue de plus amples discussions, le Groupe a convenu de ne pas inclure les années 2010 à 2011 et a demandé aux auteurs d'estimer une nouvelle série de CPUE sans ces deux années. Le Groupe a remarqué avec inquiétude que la tendance de la CPUE uruguayenne était en conflit avec les autres CPUE de l'Atlantique Sud. Le Groupe a suggéré que les auteurs explorent l'évolution du ratio espadon/prise totale de façon à tenir compte des changements de ciblage, et de produire la moyenne des moindres carrés par zone afin d'explorer plus avant l'effet zone dans le modèle.

Les documents SCRS/2013/106 et SCRS/2013/108 fournissaient les taux de capture standardisés de la flottille palangrière espagnole en nombre et en poids pour l'espadon de l'Atlantique Sud ciblé, à l'aide d'un GLM pour une période de 23 ans (1989-2011). Le SCRS/2013/106 fait état des taux de capture standardisés en poids et en nombre de poissons de la flottille palangrière de surface espagnole opérant dans l'Atlantique Sud. Les séries standardisées ont montré une tendance plane pendant la période. Le SCRS/2013/108 fait état des taux de capture standardisés en nombre de poissons par âge de la flottille palangrière de surface espagnole opérant dans l'Atlantique Sud pour les âges oscillant entre 1 et 5+, en postulant le modèle de croissance de sexe combiné de Gompertz pour l'espadon de l'Atlantique Nord pour déterminer l'âge d'après les données de taille par sortie. Les séries standardisées ont dégagé des tendances relativement stables dans le temps. Le Groupe a décidé d'inclure cette série dans le processus de modélisation de l'évaluation du stock.

Les indices sont illustrés à la **Figure 23**. Afin de faciliter la comparaison visuelle des tendances annuelles, les indices ont été échelonnés à la moyenne des années chevauchantes. Après avoir inspecté les différentes séries temporelles, le Groupe a soulevé quelques questions.

## 10. Points limites de référence - identification et évaluation

Le Groupe a examiné les travaux en cours dans d'autres ORGP thonières sur le développement de points limites de référence (LRP). La CTOI commence à évaluer des points de référence à l'aide de l'évaluation de la stratégie de gestion (MSE) avec du feedback ; elle a initialement défini des points de référence intérimaires qui seront ensuite évalués (et modifiés en tant que de besoin) à l'aide de la MSE. La WCPFC a également évalué des points de référence utilisant la MSE (basés sur Multifan-CL sans feedback) et elle a recommandé d'utiliser une approche à trois niveaux, à savoir :

- $F_{PME}$  et  $B_{PME}$ , mais seulement lorsqu'il y a des estimations fiables et précises de la pente à l'origine de la relation stock-recrutement (*steepness*).
- $F_{SPR}$  et  $20\%SSB_0$  lorsque la *steepness* est incertaine, mais que  $M$ , la maturité et la sélectivité sont bien connus.
- $20\%SSB_0$  (et pas de point de référence reposant sur  $F$ ) lorsque les principales variables biologiques et halieutiques sont incertaines.

Dans le cas de la CCSBT, la MSE a été employée pour développer une procédure de gestion complète plutôt que des points de référence uniquement. Une procédure de gestion est la combinaison de données prédéfinies, conjointement avec un algorithme (qui pourrait combiner une évaluation de stock, une estimation des points de référence et une norme de contrôle de la ponction) dans lequel ces données sont saisies afin de fournir une valeur pour un TAC ou une mesure de contrôle de l'effort.

L'IATTC n'a pas recours à la MSE et envisage de faire appel à l'approche intérimaire de la CTOI pour définir des points limites de référence basés sur les pourcentages de  $B_{PME}$  et  $F_{PME}$ .

À l'ICCAT, on utilise la MSE afin de développer un LRP pour le germon de l'Atlantique Nord (SCRS/2013/033, SCRS/2013/034, SCRS/2013/035) et dans le cadre du GBYP, on envisage l'emploi de la MSE pour mettre au point un cadre de gestion pour le thon rouge.

Pour l'espadon, il est proposé tout d'abord de définir un point de référence intérimaire comme valeurs multiples relatives à  $B_0$ , p.ex. 20% de  $B_0$ , comme le propose la WCPFC, ou  $B_0$  multiplié par  $M$  (Kell *et al.*, 2012) et ensuite de l'évaluer à l'aide de la MSE. Ceci exige de tenir compte de toutes les sources d'incertitude qui affectent la perception de l'état des stocks. Une façon d'y parvenir sera d'employer une grille (p.ex. CCSBT et SPC) où les facteurs correspondent aux sources d'incertitude et les niveaux reflètent les hypothèses alternatives.

Un problème pourrait se poser si les scénarios envisagés dans l'évaluation des stocks différaient de la MSE, c.-à-d. si un point de référence qui semblait solide sur la base uniquement d'une évaluation du stock s'avérait par la suite posséder des propriétés indésirables.

Il est donc proposé de préciser un cas de base et ensuite des facteurs dotés de niveaux qui représentent les principales incertitudes. Pendant l'évaluation du stock, les principaux effets peuvent être évalués en variant un facteur à la fois. Avec un peu de chance, cela permettra à l'évaluation du stock de délimiter les principales incertitudes et d'agir comme un simple essai de filtrage, c.-à-d. pour déterminer les facteurs qui ont le plus d'influence sur la perception de la dynamique du stock. Sur la base de l'identification des principaux facteurs, une expérience conçue à plusieurs niveaux peut ensuite être mise au point pour l'évaluation de la stratégie de gestion (MSE) qui inclue des interactions entre facteurs. Cette démarche sera examinée cette année par le Groupe d'espèces sur le germon.

## 11. Recommandations

**Participation à la réunion de préparation des données/sur les méthodes.** Parmi les CPC qui pêchent l'espadon de l'Atlantique Nord et Sud, relativement peu d'entre elles ont envoyé des participants à la réunion. En conséquence, le Groupe de travail n'a pas pu profiter pleinement de l'expérience et de la perspicacité des experts qui auraient pu y assister. La Commission doit réaffirmer son obligation et son engagement (Rec. 11-17) pour appuyer le SCRS à cet égard, afin de garantir les meilleurs produits scientifiques possibles.

**Transmission en temps opportun des données de la Tâche I et Tâche II.** Étant donné qu'un volume considérable de données (y compris des révisions de plusieurs années d'informations historiques relatives aux tailles) a été reçu après les délais et compte tenu du temps que nécessite le Secrétariat pour incorporer, valider et compiler afin de produire les jeux de données requis, le Groupe réitère fortement la nécessité de respecter les dates limites et de fournir les données dans les formats standard de l'ICCAT. Cette recommandation est particulièrement importante du fait que le SCRS incorpore désormais des méthodes plus complexes que celles habituellement utilisées et pour lesquelles la demande de données est bien plus élevée.

**Relations longueur-poids.** Le Groupe a reconnu que les relations longueur-poids récemment adoptées pour l'espadon nécessitent une validation avec de nouvelles informations sur le terrain. Les scientifiques nationaux sont tenus de recueillir et de transmettre au Secrétariat les valeurs observées de longueur (LJFL) et les données de poids vif afin de faciliter cette tâche.

**Incertitude et points limites de référence (LRP).** Pour développer des points limites de référence (LRP), il faut tenir compte de l'incertitude, y compris celle due aux données utilisées dans les modèles d'évaluation des stocks, p.ex. dans les séries de CPUE, les mesures de la taille et les procédures d'extrapolation impliquées dans la création de la prise par taille (CAS) et de la prise par âge (CAA) pour le stock. À titre d'exemple, on postule que dans les VPA, la CAS et la CAA obtenues de celles-ci sont parfaitement connues. Dans les modèles statistiques de prise par taille et prise par âge, tels que SWS, SAM, ISCAM et Multifan-CL, l'erreur est implicite dans ces données. En revanche, les méthodes basées sur la biomasse, telles que ASPIC et BSP, n'ont pas besoin des données de CAS ou de CAA. Il est recommandé que les exigences de données pour les différentes méthodes utilisées par le Groupe de travail soient évaluées par simulation, c.-à-d. qu'il conviendrait de déterminer la façon dont l'incertitude est liée au risque de dépasser les points limites de référence ou de ne pas atteindre la PME.

**BSP2.** Le Groupe a manifesté un grand intérêt pour l'utilisation de l'approche de modélisation BSP2. Il a toutefois été reconnu que le fait de disposer d'un expert qui orienterait les travaux faciliterait grandement les progrès en la matière. Il a donc été recommandé que le Secrétariat désigne un expert qui serait chargé d'aider le Groupe à mener à bien son travail de modélisation en utilisant BSP2.

**Ciblage.** Étant donné que le ciblage constitue un élément important qui influence les évaluations de l'état des stocks et que les pratiques acceptées visant à identifier le ciblage ont varié au sein du SCRS, le Groupe de travail sur les méthodes devrait évaluer le caractère approprié d'incorporer des facteurs explicatifs dans les modèles de standardisation de la CPUE qui sont obtenus en utilisant la variable dépendante (p.ex. la proportion de l'espadon dans la capture pour identifier les sorties ciblant l'espadon). Comme l'a recommandé le Groupe de travail sur les méthodes en 2009, cette évaluation devrait être réalisée avec des données simulées.

**Mise en commun des résultats provisoires.** Pour aider à mettre au point des scénarios préliminaires d'évaluation des stocks entre la réunion de préparation des données et la réunion d'évaluation des stocks, il est recommandé l'emploi d'outils électroniques pour la collaboration intersession. Ceci permettra aux membres du Groupe de travail de comparer différents scénarios et formulations du modèle d'évaluation avant l'évaluation des stocks. Toute une gamme d'outils sont disponibles, p.ex. SharePoint et des systèmes de contrôle des versions, comme Git ou SVN, tout comme l'infrastructure informatique en nuage établi par le Secrétariat, et leur emploi est encouragé. Les scientifiques nationaux qui piloteront le développement des trois principales approches de modélisation devraient tenir les membres du Groupe informés des travaux en cours de réalisation.

## 12. Autres questions

En vue de préparer la réunion d'évaluation des stocks de septembre 2013, le Groupe a estimé que les tâches suivantes devraient être menées à bien :

### **BSP2**

Les scénarios du modèle BSP2 peuvent être exécutés pour l'évaluation des stocks de 2013 de l'espadon de l'Atlantique Nord et Sud. Afin de faciliter l'exécution de ces scénarios, il est proposé d'entreprendre les actions suivantes avant la réunion d'évaluation des stocks de septembre 2013.

1) À la réunion de préparation des données, il a été recommandé que le prior pour le taux maximal de croissance ( $r$ ) de l'espadon de l'Atlantique soit reformulé à l'aide de l'information ayant fait l'objet du plus récent examen par les pairs.

1. Les valeurs moyennes et les coefficients de conversion (CV) pour les paramètres de croissance von Bertalanffy,  $K$ ,  $L_{inf}$ ,  $t_0$  ;
2. Les valeurs moyennes et les coefficients de conversion (CV) pour le taux de mortalité naturelle ( $M$ ) à l'âge pour les spécimens recrutés (p.ex. soit une valeur constante de  $M$  pour les spécimens recrutés, soit un calendrier de Lorenzen pour  $M$  à l'âge) ;
3. Les valeurs moyennes et les CV pour les paramètres de conversion longueur-poids ( $a, b$ ) (conjointement avec les unités) ;
4. Les valeurs moyennes et les CV pour les paramètres pour la fraction des spécimens matures à l'âge (p.ex. pour la fonction logistique) ;
5. Une valeur moyenne prior et des CV pour le paramètre de steepness Beverton-Holt pouvant être applicables à l'espadon de l'Atlantique Nord et Sud.

Ces valeurs devraient être utilisées d'une manière cohérente entre les trois approches de modélisation. C'est pourquoi les estimations de ces paramètres devraient être fournies le plus tôt possible pour les stocks de l'Atlantique Nord et Sud aux scientifiques participants afin que ces derniers puissent opérer leur logiciel et calculer un prior actualisé pour  $r$ , lequel devrait être préparé en tant que document distinct. Si seules des estimations ponctuelles sont disponibles pour ces paramètres, il est proposé d'envisager des CV de l'incertitude par défaut pour ceux-ci. Il s'agirait de CV de 10% pour les paramètres de croissance, de 20% pour les paramètres d'âge à maturité, de 10% pour les paramètres de longueur-poids, de 25% pour les taux de mortalité naturelle et de 20% pour la *steepness*. Il est recommandé que les trois approches de modélisation adoptées par le Groupe de travail utilisent les mêmes valeurs de la liste susmentionnée. Les modélisateurs devraient communiquer entre eux afin de garantir une approche cohérente (**Tableau 1**).

2) Il est recommandé de compiler les estimations de la biomasse de la capture totale pour les deux stocks en remontant à l'année 1950, si possible pour les stocks de l'Atlantique Nord et Sud. Les séries de biomasse de la capture (si elles s'avèrent différentes à ces dernières) qui devront être appliquées dans les scénarios ASPIC devront également être fournies pour les scénarios du BSP2. Il est recommandé qu'une personne du Secrétariat apporte son concours en fournissant les séries temporelles compilées de la biomasse de la capture.

3) Il est recommandé que les indices d'abondance de la capture par unité d'effort (CPUE) standardisée qui sont approuvés pour être appliqués aux évaluations des stocks d'espadon de l'Atlantique Nord et l'Atlantique Sud soient présentés séparément par chaque indice des séries temporelles avec l'erreur standard du GLM ou le CV (il conviendra de préciser lequel des deux) fourni par année pour chaque estimation de l'indice d'abondance dans chaque série temporelle standardisée de CPUE. Lorsqu'il est convenu qu'une série temporelle standardisée doit être interrompue en raison, par exemple, d'un changement important de gestion (p.ex. mise en œuvre du quota individuel transférable (ITQ)) ou d'un changement d'engin (p.ex. si l'on passe des hameçons en forme de J aux hameçons circulaires), il est recommandé d'annoter les années où l'interruption est survenue pour chaque série temporelle de façon à ce qu'elles puissent être mises en œuvre dans le modèle BSP2. Il est aussi recommandé que soit également fournie avec chaque série temporelle de l'indice d'abondance l'évaluation, faite par le Groupe de travail, de la fiabilité relative de l'indice d'abondance comme indice permettant de suivre les tendances de l'abondance du stock d'espadon de l'Atlantique. Il est recommandé que la série temporelle de l'indice d'abondance qui doit être saisie dans ASPIC soit également incorporée dans le scénario du modèle BSP2 qui servira de scénario de comparaison avec ASPIC.

## *Stock Synthèse*

Le Groupe a assisté à une présentation qui proposait la configuration basique du modèle SS. Celle-ci prévoyait une configuration proposée pour la structure de la flottille, l'appariement des flottilles de pêche aux séries temporelles de CPUE disponibles et sur la façon dont les sélectivités des flottilles proposées seraient mises en commun entre les flottilles. La configuration proposée portait sur une zone, une saison et huit flottilles (sept flottilles palangrières et une flottille de « autre surface »). Sauf si l'exploration future des données et du modèle suggère le contraire, le Groupe recommande que ceci soit le niveau d'agrégation pour le modèle initial. Il est recommandé que le Secrétariat mette à la disposition des modélisateurs les données d'entrée à ce niveau d'agrégation.

Ces données incluront un champ pour une période trimestrielle si les délais impartis permettent d'explorer ce modèle de configuration. À ce stade, il semble probable que la demande de données inclue les champs suivants pour les débarquements et les rejets : espèces, stock, nom du pavillon, SS\_flottille, saison, engin, retenu/rejeté/les deux, Nord/Sud du Tropique du Cancer. La demande de données de tailles inclura vraisemblablement les champs suivants : espèces, stock, année, saison, SS\_flottille, sexe, retenu/rejeté/les deux et intervalle de taille en incréments de 5 cm, Nord/Sud du Tropique du Cancer. Si des échantillons du poids moyen sont disponibles auprès de n'importe quelle flottille, ceux-ci seront également sollicités. Si des observations directes de la taille à l'âge de n'importe quelle zone sont disponibles, celles-ci pourraient s'avérer très utiles. Plusieurs scientifiques spécialistes de l'espadon et dotés d'une expertise biologique particulière pourraient aider à cet égard.

La présentation a également fourni des preuves préliminaires étayant l'hypothèse selon laquelle la hausse de la CPUE canadienne et la baisse de la CPUE la plus australe (telle que présentée par les États-Unis) pourraient être la conséquence d'un déplacement vers les pôles et/ou d'une expansion du stock. Le responsable SS souhaiterait obtenir une orientation sur la question de savoir si le Groupe souhaite poursuivre cette hypothèse à travers le modèle SS. Dans l'affirmative, le responsable SS demanderait peut-être de collaborer avec le délégué canadien qui fournit les données de CPUE en obtenant les données environnementales appropriées à l'échelle spatiale correcte en vue d'appuyer la vérification des hypothèses. Il pourrait vraisemblablement s'agir de données de température à la surface de l'eau (SST) spécifiques à la zone émanant soit de balises, soit de satellites.

Il serait utile de disposer d'un calendrier des réglementations de gestion pour chacune des flottilles. Les représentants des flottilles ou bien le Secrétariat de l'ICCAT pourraient aider à les fournir.

## *ASPIC*

Le Groupe a recommandé d'actualiser l'indice combiné de la biomasse afin d'exécuter le scénario de continuité à partir de l'évaluation des stocks de 2009. Le Président assurera la coordination avec le groupe scientifique et rappellera les conditions et les méthodologies d'utilisation des données fournies par les CPC. Il est demandé que l'indice soit disponible avant la session d'évaluation des stocks.

Les scénarios du modèle de production devraient comparer les résultats en utilisant le logiciel disponible pour l'évaluation des stocks de 2009 (ASPIC), avec une version actualisée du logiciel récemment mise au point (R-version ASPIC, Ref L Kell). Le Groupe a également recommandé d'évaluer la sélection du paramètre de forme de la fonction de production excédentaire en réalisant des analyses de sensibilité avec différentes alternatives. Les données d'entrée de la capture pour les modèles de production excédentaire (SPM) seront les mêmes que celles pour les autres modèles d'évaluation, tout comme les paramètres biologiques généraux requis comme données d'entrée.

## **13. Adoption du rapport et clôture**

Le Groupe a remercié le Dr Neilson pour l'excellent travail réalisé dans la préparation et la tenue de la réunion. Le Groupe a également reconnu le travail effectué par le Secrétariat. Le rapport a été révisé et adopté et la réunion a été levée.

## **Références**

- Amorim, A., C. Arfeli, A. Gonzalez Garces, and J. C. Rey. 1979. Estudio comparativo sobre la biología y pesca del pez espada, *Xiphias gladius* L. (1758) obtenidos por las flotas española y brasileña. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 8(2): 496-503.
- Anon. 1989. Report of the Second ICCAT Swordfish Workshop. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 29:71-162.
- Arocha, F., and D. W. Lee. 1996. Maturity at size, reproductive seasonality, spawning frequency, fecundity and sex ratio in swordfish from the Northwest Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45(2): 350-357. Arocha, F., and D. W. Lee. 1996. Maturity at size, reproductive seasonality, spawning frequency, fecundity and sex ratio in swordfish from the Northwest Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45(2): 350-357.
- Arocha, F., C. Moreno, L. Beerkircher, D. W. Lee and L. Marcano. 2003. Update on the growth estimates for the swordfish, *Xiphias gladius*, in the Northwestern Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(4): 1416-1429.
- Hazin *et al.* 2001
- Hazin F.H.V., H.G. Hazin, C.E. Boeckmann, and P. Travassos. 2001. La reproduction de l'espardon (*Xiphias gladius*) dans l'Atlantique sud-ouest équatorial: La ponte et la fécondité. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52(4): 1233-1240.
- Hazin F.H.V.; H.G. Hazin; C.R. Zagaglia; P. Travassos; F.G. Moacir Júnior
- Hazin, F. H. V., H. G. Hazin, C. E. Boeckmann, and P. Travassos. 2002. Preliminary study on the reproductive biology of swordfish, *Xiphias gladius* (Linnaeus 1758), in the southwestern equatorial Atlantic ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 54(5): 1560-1569.
- Hobbs, N. Thompson, and Ray Hilborn. "Alternatives to statistical hypothesis testing in ecology: a guide to self teaching." *Ecological Applications* 16.1 (2006): 5-19.
- Kell L., Mosqueira, I., De Bruyn P. and Magnusson A. 2012. "An evaluation of limit and target reference points as part of a harvest control rule: an Atlantic swordfish example". Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68 (4):1630-1644.
- Lee, H-H., Maunder, M.N., Piner, K.R., and Methot, R.D. (in press) Fisheries Research. Simulation analysis to test the estimation of the stock-recruitment steepness using the SS bootstrap procedure.2
- Mejuto, J., S. Iglesias, J. C. Rey, E. Alot, and B. Garcia. 1988. Relaciones talla-peso del pez espada, (*Xiphias gladius* L) en las areas BIL-94 y BIL-95, por estratos espacio temporales. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 27:214-221.
- Mejuto and Garcia-Cortes (2007)
- Rey Gonzales-Garces 1978
- Rey, J.C., A. González Garcés. 1979. Nuevos datos sobre la pesquería española de pez espada, *Xiphias gladius*, biología y morfometría. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 8:2, 504-509.
- Turner. 1987. Length to weight and weight to length conversions for swordfish in the western north Atlantic and Gulf of Mexico. Document No. 86/11 presented at the 1986 NMFS/SEFC swordfish assessment workshop.

# INFORME DE LA REUNIÓN DE 2013 DE PREPARACIÓN DE DATOS SOBRE PEZ ESPADA DEL ATLÁNTICO

(Madrid, España, 3 al 10 de junio de 2013)

## 1. Apertura, adopción del orden del día y disposiciones para la reunión

La reunión se celebró en la Secretaría de ICCAT, en Madrid, del 22 al 26 de abril de 2013. La Dra. Pilar Pallarés, en nombre del Secretario Ejecutivo de ICCAT, inauguró la reunión y dio la bienvenida a los participantes.

El Dr. John Neilson, coordinador de pez espada, presidió la reunión. El Dr. Neilson dio la bienvenida a los participantes ("el Grupo") y presentó las disposiciones generales de la reunión. El Dr. Neilson procedió a revisar el orden del día, que se adoptó con algunos cambios (**Apéndice 1**)

La lista de participantes se adjunta como **Apéndice 2**. La lista de documentos presentados a la reunión se adjunta como **Apéndice 3**.

Los siguientes participantes actuaron como relatores de las diversas secciones del informe:

<i>Sección</i>	<i>Relatores</i>
Puntos 1, 13	P. Pallarés
2	I. Andrushchenko
3, 4, 5, 6, 7	M. Neves dos Santos, R. Forselledo, C. Palma, M- Ortiz
8	G. Díaz, L. Kell, J. Walter, M. Schirripa
9	C. Brown, T. Frédou
10	L. Kell
11, 12	J. Neilson

## 2. Examen de la información nueva e histórica sobre biología

No se presentaron al Grupo nuevos documentos sobre biología. Sin embargo, se presentaron al Grupo dos documentos publicados recientemente relacionados con la biología del pez espada para su consideración.

El Grupo consideró revisiones a las relaciones talla-peso para el pez espada del Atlántico, basándose en la información presentada por la Secretaría. En la actualidad, el SCRS utiliza varias relaciones peso-talla para las unidades de stock del norte (N-SWO) y del Sur (S-SWO). Estas incluyen relaciones particulares talla-peso para unidades de substock, como las siguientes: Atlántico noroccidental (NWA-SWO), Atlántico norte central (NCA-SWO) y Atlántico nororiental (NEA-SWO) para el pez espada del norte y Atlántico suroriental (SEA-SWO) y Atlántico suroccidental (SWA-SWO) para el pez espada del sur. La **Tabla 1** resume las relaciones que se utilizan actualmente. Se constató que las relaciones dependen de diferentes tipos de peso (eviscerado, canal o en vivo) y de mediciones de talla (mandíbula inferior a horquilla - LJFL, ojo a horquilla - EYFL). Los gráficos de pesos por talla predichos muestran tendencias muy similares en todas las funciones de potencia, con la excepción de pez espada del suroeste (Amorim *et al.* 1979) que se aleja sustancialmente de otras relaciones, estimando pesos más elevados para una talla determinada. En algunos casos, las diferencias en el peso predicho podrían ser desde un 34% hasta un 75% más elevadas (LJFL 50 - 200 cm) (véase **Figura 1**). Una revisión detallada de la ecuación de pez espada del suroeste (Amorim *et al.* 1979) mostraba que los parámetros estimados no coincidían con el gráfico presentado en este documento o con las conclusiones del autor. Además, en consulta con los científicos brasileños, se presentó un documento actualizado en 2001 (Hazin *et al.* 2001) para la relación talla peso del pez espada del Atlántico (**Tabla 1**).

Cuando se excluyó la relación del Atlántico suroeste (Amorim *et al.* 1979), el resto de las relaciones de peso por talla del Atlántico concuerdan en gran medida para los ejemplares de la gama de tallas 50-250 cm LJFL. Aunque las relaciones son específicas de zonas y substocks, las limitaciones en la información sobre disgregación geográfica y capturas históricas generan un nivel de incertidumbre en estas estratificaciones. Además, los datos de captura y esfuerzo para las principales pesquerías de pez espada entre 1960 y 2011 se comunicaron en estratos solapados, lo que dificulta una división adecuada de la captura por edad específica de cada zona y substock. Finalmente, la mezcla de diferentes tipos de pesos y mediciones de talla contribuye también a que se difícil generar una captura por edad apropiada. Dados los problemas descritos, el grupo estadístico de la Secretaría propuso lo siguiente:

- 1 Consolidar la relación talla-peso para cada unidad de stock y generar una relación para el stock del Atlántico norte (N-SWO) y una relación para el stock del Atlántico sur (S-SWO), ambas basadas en una LJFL generada a partir de datos fiables de peso en vivo.
- 2 Excluir la relación Atlántico suroeste (Amorim *et al.* 1979), hasta que ésta se verifique y actualice. Podría incluirse la relación revisada Atlántico suroeste de Hazin *et al.* (2002)
- 3 Seguir utilizando los factores de conversión para todo el Atlántico para la conversión ojo-horquilla (EYFL) a LJFL (Rey Gonzales-Garces 1978) y opérculo-horquilla (OPFL) a LJFL (Rey Gonzales-Garcés 1978)
- 4 Seguir utilizando los factores de conversión de stock para el peso canal o sin agallas a peso en vivo para el norte (Turner 1987, Mejuto *et al.* 1988) y sur (Mejuto *et al.* 1988).
- 5 Las propuestas anteriores se considerarán soluciones provisionales, y se recomienda que estas relaciones morfométricas se complementen con datos originales y actualizados con información nueva y más reciente. También se recomienda que se proporcionen estimaciones de varianza para los parámetros estimados (véase la sección de recomendaciones).

En el **Apéndice 4** se resumen los métodos actuales, datos de entrada y de salida de la propuesta anterior. En resumen, la relación talla-peso combinada en el punto 2 se estimó como la media geométrica de las funciones disponibles correspondientes para N-SWO (Turner 1987 - NWA-SWO; Mejuto *et al.* 1988 - NCA-SWO; Mejuto *et al.* 1988 NEA\_SWO) y para S-SWO (Mejuto *et al.* 1988 - SEA-SWO y Hazin *et al.* 2001 - SWA-SWO) todo en unidades comunes de medida de peso y talla (peso en vivo-kg; LJFL cm). En la **Figura 2** se presenta una comparación de las relaciones combinadas propuestas peso-talla con las relaciones individuales específicas de los substocks. Los factores de conversión de peso combinados propuestos (**Tabla 2**) se obtuvieron mediante el cálculo del promedio de los factores de conversión de peso específicos de los substocks.

### 3. Examen de los datos de Tarea I

#### 3.1 Presentación general

Las pesquerías de palangre de superficie dirigidas de Canadá, UE-España y Estados Unidos han operado desde finales de los cincuenta o comienzos de los sesenta en el Atlántico norte. Las pesquerías de arpón han existido al menos desde finales del siglo XIX en el Atlántico noroccidental. Otras pesquerías dirigidas al pez espada son las flotas de palangre de Brasil, Marruecos, Namibia, UE-Portugal, Sudáfrica, Uruguay y Venezuela, entre otras. Además, se desarrollan algunas actividades de redes de deriva en torno al Estrecho de Gibraltar y en otras zonas del Atlántico (por ejemplo, en aguas frente a las costas de África occidental). Las principales pesquerías que obtienen pez espada de forma oportunista o como captura fortuita son las flotas atuneras de Taipei Chino, Japón, Corea y UE-Francia. La pesquería de palangre dirigida a los túnidos comenzó en 1956, y desde esa fecha ha operado en todo el Atlántico, con importantes capturas de pez espada en algunos años que se produjeron como captura fortuita en las pesquerías dirigidas a diferentes especies de túnidos. Sin embargo, en años recientes algunas de las flotas que han capturado tradicionalmente pez espada de forma fortuita, también se han dirigido a esta especie de forma oportunista.

##### 3.1.1 Atlántico sur

En 2011 la captura estimada de pez espada para todo el Atlántico (norte y sur, lo que incluye descartes muertos comunicados) (23.888 t), representó un ligero descenso con respecto a 2010 (24.209 t). Las capturas de 2011 deberían considerarse provisionales y sujetas a revisión. En la **Figura 3** se muestra la evolución de las capturas globales de pez espada en el Atlántico, las capturas en los stocks del norte y del sur, así como sus TAC respectivos.



### 3.1.2 Atlántico norte

Durante la última década, la captura estimada del Atlántico norte se situó en un promedio de 11.704 t por año (**Tabla 3** y **Figura 3**). La captura en 2011 (12.834 t) supone un descenso del 37% desde el punto máximo alcanzado en los desembarques del Atlántico norte en 1987 (20.236 t). Esta reducción en los desembarques se ha atribuido a las recomendaciones regulativas de ICCAT, a los cambios que se han producido en la distribución de la flota, así como a la reducción del esfuerzo pesquero, lo que incluye el desplazamiento de algunos buques en ciertos años hacia el Atlántico sur o fuera del Atlántico. Además, algunas flotas, entre las que se incluyen por lo menos Estados Unidos, UE-España, UE-Portugal y Canadá han cambiado su modo de operar para dirigirse de forma oportunista a los túnidos y/o tiburones, aprovechándose de las condiciones del mercado y de las tasas de captura relativamente más elevadas de estas especies anteriormente consideradas captura fortuita en algunas flotas. Recientemente, los factores socio-económicos podrían haber contribuido también al descenso de las capturas.

### 3.1.3 Atlántico sur

La tendencia histórica de la captura podría dividirse en dos periodos: antes de 1980 y después de 1980. El primero se caracteriza por capturas generalmente bajas, en general inferiores a 5.000 t (con un valor medio de 2.300 t). Después de 1980, los desembarques experimentaron un incremento continuo hasta alcanzar un punto máximo de 21.930 t en 1995, niveles que son comparables con las capturas máximas del Atlántico norte en 1987 (20.236 t) (**Tabla 3** y **Figura 3**). El aumento de los desembarques se debió en parte al desplazamiento progresivo del esfuerzo de pesca hacia el Atlántico sur, sobre todo desde el Atlántico norte, así como desde otras aguas. La expansión de las actividades pesqueras de los países costeros meridionales, como Brasil y Uruguay, también contribuyó a este incremento de las capturas. La reducción en la captura, tras la alta cifra alcanzada en 1995, se produjo como respuesta a las reglamentaciones, y se debe parcialmente a un desplazamiento de las flotas hacia otros océanos y a un cambio de especie objetivo. En 2011, las capturas comunicadas de 11.055 t se situaron en un nivel aproximadamente un 50% inferior al nivel declarado de 1995.

## 3.2 Descripción de las pesquerías

Durante la reunión los científicos nacionales presentaron breves descripciones de los desarrollos recientes en las pesquerías de pez espada de sus países.

*Brasil.* Desde 2008 hasta 2011 las capturas brasileñas fueron: 3.407 t (2008), 3.386 t (2009), 2.926 t (2010), 3.033 t (2011). En 2009, las capturas se mantuvieron en el mismo nivel que en 2008, pero descendieron ligeramente (aproximadamente 400 t) en 2010 y 2011, sobre todo debido a la notable reducción de la actividad pesquera de Port of Santos. Hay dos caladeros principales explotados por la flota brasileña: una zona ecuatorial entre 5°N y 5°S y otra, en la costa meridional, en torno a la Isla de Trinidad (~20°S). En el periodo reciente no se han producido cambios en la distribución de la pesca ni en la talla de los ejemplares (la LJFL osciló entre 90 y 260 cm).

*Canadá.* En Canadá el pez espada se captura con arpón (10% de la cuota nacional) y palangre (90% de la cuota nacional) desde los Bancos Georges al Este de los Grandes Bancos de Terranova de mayo a noviembre. Durante la última década, los desembarques totales (descartes muertos incluidos) alcanzaron su punto máximo en 2005 con 1.664 t. Los desembarques de 2012 (1.488 t) suponen un descenso con respecto a entonces, pero este total no incluye todavía los descartes muertos. La distribución de las capturas de palangre ha cambiado desde la última evaluación de stock en 2009. Hubo menos mareas al este de los Grandes Bancos debido a la ausencia de anillos de núcleo caliente persistentes y de marcados gradientes de temperatura horizontal, que son indicativos de pesca productiva, así como a los altos costes del combustible y a la abundancia de pez espada en zonas más cercanas a la costa. Desde 2002, la pesquería se ha gestionado mediante un sistema de cuotas individuales transferibles (ITQ), que ha eliminado la naturaleza competitiva de la pesquería. El pez espada se captura sobre todo en el extremo de la plataforma Scotian y de los Grandes Bancos, mientras que los túnidos (atún blanco, patudo y rabil) se capturan generalmente al Sur del extremo de la plataforma, en aguas más cálidas. Según la industria pesquera canadiense, la pesquería de palangre se dirige ahora principalmente a los túnidos.

*UE-España.* Se incluyó una exhaustiva descripción de los cambios recientes en las pesquerías del Atlántico norte y sur en varios documentos presentados al Grupo (SCRS/105, 106, 107, 108), que incluían información sobre captura nominal por esfuerzo del Atlántico norte y sur para el periodo 1986-2011. No se han producido cambios importantes desde la última evaluación para el caso de la flota española del Atlántico norte. Los desembarques para todo el Atlántico en el periodo reciente 2010 y 2011 ascendieron a 9.948 t y 9.589 t. Hubo cambios consolidados en las operaciones pesqueras españolas en el periodo reciente, que se añaden a los cambios

generados por las reglamentaciones. Como ya se había comunicado anteriormente, la flota del Atlántico norte ha seguido siendo una pesquería multiespecífica debido a los cambios en las cuotas y en el mercado (incrementos en los precios de otras especies). Además, la mayoría de los buques están utilizando un arte monofilamento. Estudios recientes indican que el palangre monofilamento tiene tasas de captura más elevadas por anzuelo que el palangre de estilo tradicional con una eficacia media estimada de 2,6; 1,9; 1,3 y 2,0 veces superior al palangre tradicional para *Xiphias gladius*, *Prionace glauca*, *Isurus oxyrinchus* y marlines, respectivamente.

*UE-Portugal.* La pesquería de palangre pelágico portuguesa comenzó a operar a finales de los ochenta en el Atlántico nororiental, y se fue expandiendo gradualmente a otras zonas del Atlántico (las primeras capturas en el Atlántico meridional se produjeron en 1995). Actualmente, la flota captura pez espada en una amplia zona geográfica que cubre todo el océano Atlántico. La mayoría del esfuerzo pesquero se concentra en el Atlántico nororiental, en la zona entre Portugal y las Azores. Otros caladeros importantes están situados en la zona tropical nororiental, el ecuador y las zonas del Atlántico meridional. Las capturas portuguesas de pez espada alcanzaron un máximo de 2.092 t en 1996. Los desembarques de 2012 (1.447 t, de las cuales 1.167 t fueron capturas al norte de 5° N) representan un descenso con respecto a dicho año. El promedio de desembarques durante la última década (2003-2012) se situó en 1.352 t. Desde finales de los noventa, se han producido algunos cambios en las pesquerías portuguesas de pez espada, tal y como se han comunicado durante la última década. La flota ha mantenido una pesquería multiespecífica debido a cambios en el mercado (los incrementos en el precio de otras especies, por ejemplo tiburones y túnidos tropicales) y a los reglamentos de ordenación. Por otro lado, entre 2001-2007 se produjo un desplazamiento de los buques fuera del Atlántico, que se dirigieron sobre todo al océano Índico. Además, desde mediados de la década del 2000 todos los buques han pasado de utilizar un arte tradicional multifilamento a utilizar un arte monofilamento. La pesquería se gestiona desde hace algunos años con cuotas individuales, pero desde 2013 se ha implementado un sistema de cuotas individuales transferibles.

*Japón.* En el Atlántico norte, los palangreros japoneses se dirigen sobre todo al patudo y al atún rojo, y el pez espada se captura de forma fortuita (constituyendo un componente importante de la captura). El esfuerzo pesquero descendió en gran medida en los noventa, y se ha estabilizado desde el año 2000. En la región septentrional del Atlántico norte (norte de 20° N) se ha observado una importante tendencia descendente desde 2005. En 2011, el esfuerzo pesquero fue sólo un 10% del nivel de 2005. En el Atlántico tropical norte (sur de 20° N), el esfuerzo pesquero muestra una tendencia creciente general. El esfuerzo pesquero se ha ejercido en una amplia zona del Atlántico norte, desde el sur de Islandia hasta las aguas tropicales centrales frente a África. Hubo una tendencia a una mayor concentración del esfuerzo pesquero en las zonas templadas del Atlántico norte, entre 25° N y 35° N. La distribución estacional indicaba claramente una elevada concentración del esfuerzo pesquero en zonas como el sur de Islandia, las aguas de la costa este de América del Norte y zonas tropicales (sur de 20° N). En las dos primeras zonas, la pesca tiene lugar desde el tercer trimestre hasta el primer trimestre, mientras que en los caladeros tropicales se pesca durante todo el año. Las capturas de pez espada muestran una tendencia descendente en años recientes. En 2012, las capturas se situaron en aproximadamente la mitad de las capturas de 2007, sobre todo debido al descenso del esfuerzo en las aguas templadas del Atlántico occidental, donde se obtuvieron CPUE relativamente elevadas de pez espada. En el Atlántico sur, los palangreros japoneses se dirigen sobre todo al patudo y al atún rojo del sur, y el pez espada se captura de forma fortuita. En el Atlántico tropical, se ha observado una tendencia creciente del esfuerzo pesquero durante mediados de la década de 2000. El esfuerzo pesquero se ejerció en una amplia zona del Atlántico suroriental, desde las aguas tropicales a aguas frente a la costa de Sudamérica. En 2010 y 2011, se observó esfuerzo pesquero en aguas frente a Uruguay. El esfuerzo alcanzó su punto máximo a mediados de los noventa. Posteriormente se observó un marcado descenso hasta el año 2000, y a partir de entonces se mantuvo estable. El promedio del esfuerzo en los años 2000 fue aproximadamente la mitad del nivel alcanzado en los noventa. A este descenso del esfuerzo, le siguió un descenso en las capturas de pez espada que pasaron de 5.000 t en 1993 a 700-8000 t en la primera mitad de la década del 2000. Estas capturas inferiores de la primera mitad de la década de 2000 se vieron afectadas por las actividades de liberación y descarte del stock septentrional, ya que muchos de los palangreros japoneses operaron en la zona de separación de los stocks. La captura comunicada se incrementó hasta 2.150 t en 2007 y posteriormente descendió hasta 900 t en 2011.

*Marruecos.* La pesquería de palangre marroquí que se dirige al pez espada en el océano Atlántico septentrional es relativamente reciente en comparación con otras pesquerías de túnidos, en particular, las pesquerías de enmalle y de almadrabas. La pesquería ha operado desde el principio de la última década (2003), en aguas frente a la costa meridional de Marruecos, entre 20° N y 26°N. Esta pesquería la realizan palangreros congeladores equipados con palangres de deriva (marrajera). Las unidades de pesca se dirigen sobre todo al pez espada, pero también capturan rabil, patudo y tiburones. La talla media anual del pez espada osciló entre 126 y 152 cm, con una tendencia global ligeramente decreciente durante el periodo 2003-2010. Esta pesquería es relativamente reciente en comparación con otras pesquerías tradicionales de túnidos y especies afines. Esta pesquería se ha

desarrollado en gran medida en años recientes en términos de capturas. La pesca se produce a lo largo de todo el año, con capturas más elevadas durante el tercer y cuarto trimestre. En los años más recientes las capturas de esta pesquería se han situado, como promedio, en un nivel de 400 t.

*Uruguay.* Tras un periodo reciente de cinco años de capturas en descenso (2004: 1.105 t hasta 2008: 370 t), las capturas uruguayas de pez espada se incrementaron hasta 501 t en 2009, a lo que siguió un nuevo descenso en 2010 (222 t) y 2011 (179 t). El incremento de 2009 se debió a la reactivación de algunos barcos y a la incorporación a la flota de un nuevo buque de pesca que dirige su actividad al pez espada. El descenso en las capturas después de 2009 se debió a un cambio en las especies objetivo de algunos barcos y a la reducción en el esfuerzo pesquero. El descenso de la demanda del mercado estadounidense, el principal comprador de pez espada fresco procedente de Uruguay, junto con conflictos laborales de los pescadores, generaron un descenso en el esfuerzo pesquero, y algunos buques abandonaron sus actividades de pesca después de 2009. Al mismo tiempo, durante este periodo se produjo un incremento en las capturas de tintorera, que coincidió con un aumento en el precio de este producto, sobre todo en el mercado brasileño. Se prevé que esta situación se revertirá a finales de 2013, con la incorporación de nuevas licencias para la pesca dirigida al pez pescada y a los túnidos.

*Estados Unidos.* Las capturas de Estados Unidos (desembarques+descartes muertos) de pez espada alcanzaron un máximo en 1989 con un total de 6.411 t. Desde entonces, se ha observado una tendencia decreciente en las capturas de Estados Unidos hasta 2006, año en el que se registraron las capturas más bajas (2.058 t) desde 1977. A partir de 2006, las capturas estadounidenses han fluctuado en torno a unos niveles ligeramente superiores. En 2011, Estados Unidos comunicó unas capturas totales de pez espada de 2.888 t, un aumento de aproximadamente un 20% con respecto al año anterior. En 2011, el 93% de todas las capturas de pez espada estadounidenses procedieron de palangreros pelágicos. Los palangreros estadounidenses operan por todo el Atlántico occidental, lo que incluye el golfo de México y el mar Caribe. Las principales especies objetivo de los palangreros pelágicos estadounidenses son el rabil y el pez espada. A mediados de los noventa, la flota palangrera pelágica estadounidense estaba compuesta por aproximadamente 400 buques activos. El número de buques activos ha descendido desde entonces y sólo unos 112 buques estuvieron activos en la pesquería de palangre pelágico en 2011. Las regulaciones de ordenación, las condiciones del mercado y los precios del combustible son algunas de las razones para la reducción de la flota. En 2001, entraron en vigor una serie de vedas espaciotemporales para los palangreros pelágicos que operan dentro de la ZEE de Estados Unidos. Se establecieron dos vedas de un año; una en el golfo de México y otra en la costa este de Florida, para reducir la captura fortuita de pez espada realizada por los palangreros, lo que incluye los peces espada de talla inferior a la regulada. Se establecieron cierres temporales en otras tres zonas para reducir la captura fortuita de palangre, lo que incluye la captura de atún rojo de talla inferior a la regulada. Durante 2001-2003, se cerraron las zonas en torno a los Grandes Bancos para evitar la captura fortuita de tortugas marinas, con la excepción de los buques que participan en experimentos para investigar enfoques con el fin de reducir dicha captura fortuita. En 2004, se volvió a abrir esta zona a todos los buques de Estados Unidos, en el momento que se estableció la obligación de utilizar anzuelos circulares en la flota de palangreros pelágicos de Estados Unidos con el objetivo de reducir la mortalidad de tortugas marinas debida a la captura fortuita. Desde 2011, la utilización de un anzuelo "flojo más fino (diseñado para enderezarse cuando se engancha un ejemplar grande) es obligatoria para todos los palangreros pelágicos de Estados Unidos que operan en el golfo de México con el fin de reducir la captura fortuita de atún rojo. La utilización de este nuevo tipo de anzuelos no afecta a las tasas de captura de pez espada (SCRS/2013/114). El vertido de petróleo del "Deep Water Horizon" tuvo un gran impacto en el golfo de México y dio lugar a una importante reducción del esfuerzo de palangre y de las capturas de pez espada desde 2010 que continuó durante el primer trimestre de 2011. Estados Unidos cuenta también con una pesquería de recreo de pez espada. Aunque los desembarques de pez espada procedentes de la pesquería de recreo son una proporción muy pequeña de los desembarques totales estadounidenses (54 t en 2011), esta pesquería se ha expandido en años recientes y se prevé que continuará creciendo.

### **3.3 Tarea I (capturas nominales)**

La Secretaría presentó las capturas nominales (Tarea I) para el periodo 1950-2011 (**Figura 4**). El Grupo examinó detalladamente la distribución de la captura por stock, flota, arte y año, y constató la buena cobertura de los datos comunicados a la Secretaría para 2011. Se aplicaron pequeñas revisiones (Argentina, Taipei Chino, UE-España, Senegal y Trinidad y Tobago) a los datos de Tarea I de 2011 aprobados por el SCRS durante la reunión plenaria del SCRS de 2012. Sin embargo, hay algunas incertidumbres en lo que concierne a la asignación de la captura por stock de Senegal y de Corea del Sur (Corea sólo comunicó descartes muertos para 2011). La Secretaría contactará con los corresponsales estadísticos respectivos para poder solucionar estas cuestiones. Además, el Grupo también convino en fusionar las capturas no clasificadas de superficie portuguesas (sobre todo de la flota continental) realizadas con LLHB en la LL-surf (tal y como propuso el científico nacional portugués). Ambas

series (antigua y final) se presentan en la **Tabla 4**. El Grupo aprobó una Tabla revisada de Tarea I que incluía dichas revisiones. La Tabla resumen de captura de Tarea I se muestra en la **Tabla 4**. Las capturas agregadas de los principales países pesqueros por stocks se presentan en las **Figuras 4 y 5**. La distribución geográfica de la captura de pez espada en todo el Atlántico (estimaciones CATDIS en cuadrículas de 5° x 5°) por artes de pesca principales y por décadas se muestra en la **Figura 6**. El descenso de las capturas de 2011 (23.888 t) con respecto a las de 2010 (24.209 t) podría deberse en parte a condiciones socioeconómicas y/o a cambios en las especies objetivo, tal y como se explica en la sección 3.2.

El Grupo constató que hubo una cantidad considerable de descartes vivos comunicados por la flota japonesa durante el periodo 2000-2005. Estos descartes vivos se realizaron para dar respuesta a una situación de exceso de consumo de cuota, que se resolvió en 2006. Los descartes vivos pueden ser una fuente importante de mortalidad no considerada, dada la escala de descartes vivos (**Tabla 5**) y el desconocimiento de la tasa de supervivencia posterior a la liberación.

En el documento SCRS/2013/102 se presentaban las primeras estimaciones de las proporciones de pez espada (*Xiphias gladius*) capturado, retenido y descartado por la pesquería de pez espada de Uruguay. Los resultados se basaron en los datos obtenidos por el programa uruguayo de observadores a bordo de buques nacionales y de buques con pabellón japonés que operaron en aguas uruguayas y en aguas internacionales adyacentes. En el documento se muestran las proporciones de los diferentes componentes de la captura (retenida, retenida mordida, descartada muerta, descartada mordida, liberada viva y perdida) con respecto a la captura total de pez espada. Los resultados preliminares sugieren que la captura retenida mordida y no retenida de pez espada (la mayoría descartada muerta) puede suponer una proporción considerable de la captura total, y que la exclusión de la captura descartada de las evaluaciones de stock podría dar lugar a una subestimación de la mortalidad por pesca total. El Grupo acordó que la inclusión de los datos de talla de la captura no retenida podría ser útil. El Grupo solicitó a Uruguay, con el acuerdo de Japón, que comunicase la CAS de la flota japonesa que operó en aguas uruguayas durante el periodo 2009-2011. Uruguay convino en presentar dicha información antes de la reunión de evaluación de stock de pez espada de 2013.

### **3.4 Presentación de datos**

La Secretaría resaltó el hecho de que algunos datos importantes (lo que incluye series temporales históricas de información sobre talla) se presentaron después de la fecha límite establecida mediante la Circular ICCAT # 1542/13. Esta fecha límite se estableció siguiendo el plan de trabajo para el pez espada y de conformidad con la recomendación del SCRS sobre presentación de datos, con el objetivo de que la Secretaría pudiera disponer de tiempo suficiente para compilar la información recibida y preparar todos los conjuntos de datos requeridos (CATDIS, CAS, CAA, etc.) antes de la reunión. En la **Tabla 6** se muestra la información sobre talla de Tarea II recibida (lo que incluye la CAS comunicada), procesada e integrada en la base de datos general de ICCAT, aproximadamente el 18% de los registros totales de información sobre talla de Tarea II (219.195 registros de 1,1 millón de registros) para el pez espada (1950-2011) tuvo que actualizarse durante la reunión de preparación de datos. También se presentaron revisiones de los datos de captura y esfuerzo de Tarea II. La única manera de que la Secretaría pueda cumplir los requisitos del SCRS en cuanto a estadísticas es desarrollar un plan de trabajo en el que se cumplan las fechas límites establecidas, sobre todo si el calendario de reuniones está muy cargado, como ha sucedido este año. Por ello, cualquier retraso en la recepción de los datos supone una sobrecarga de trabajo para la Secretaría, así como retraso en los trabajos futuros y, en el peor de los casos, la imposibilidad de preparar los conjuntos de datos requeridos por el Grupo.

## **4 Captura/esfuerzo de Tarea II**

En los catálogos respectivos se presentan los datos disponibles de captura y esfuerzo de Tarea II (T2CE) (por stock, año, artes principales y pabellón) para las principales pesquerías (SWO-N: **Tabla 7** y SWO-S: **Tabla 8**) indicando "a" en cada hilera de Tarea II (campo DSet="t2"). Las pesquerías se clasifican en función de su importancia global (peso total de las capturas para el periodo 1980-2011) en Tarea I.

### **4.1 Atlántico norte**

El catálogo SWO-N muestra que las seis pesquerías más importantes SWO-N (UE-España, Estados Unidos, Canadá, Japón, UE-Portugal y Taipei Chino) tienen sus series de datos T2CE casi completas para los veinte últimos años. Algunos de los datos que se han comunicado recientemente a la Secretaría completaron las series mencionadas. Sin embargo, faltan algunos conjuntos de datos de T2CE para los años iniciales. Los científicos nacionales presentes en la reunión deben considerar los conjuntos de datos que faltan y éstos tienen que recuperarse y comunicarse a la Secretaría lo antes posible.

El Grupo constató que los datos T2CE comunicados deben incluir tanto los desembarques como los descartes (muertos y/o vivos), tal y como se indicaba en los últimos formularios electrónicos T2CE aprobados por el SCRS (formulario ST03-T2CE). Otra cuestión importante que planteó la Secretaría concierne a las incoherencias detectadas en la serie T2CE de Corea para los dos/tres últimos años. La clasificación geográfica (cuadrículas de 5°x5°) de todos los conjuntos de datos comunicados parece ser incoherente. El Grupo respaldó la propuesta de la Secretaría de solicitar una revisión completa de las series T2CE de Corea. Este intento de aclaración de las estadísticas T2CE de Corea es recurrente (se quiso hacer varias veces en el pasado, pero no se obtuvo respuesta) y varios años tienen pendientes aclaraciones.

#### 4.2 Atlántico sur

El catálogo de SWO-S muestra que la información de las seis pesquerías más importantes de pez espada del sur (UE-España, Japón, Brasil, Taipei Chino, Uruguay y República de Corea) no está tan completa como la del stock de norte para los veinte últimos años. En particular, la República de Corea no comunicó los datos de 2010 y 2011 para el stock del sur. Para la primera fase de la serie temporal (antes de 1990) faltan datos T2CE. Los científicos nacionales presentes en la reunión deben considerar los conjuntos de datos que faltan y éstos tienen que recuperarse y comunicarse a la Secretaría lo antes posible.

### 5 Datos de talla de Tarea II

La base de datos de ICCAT incluye más de medio millón de registros de datos de frecuencias de tallas de los stocks de pez espada, que han sido presentados por las CPC desde 1970 (**Figura 7**). Sin embargo, la mayor parte de estos datos se comunicó después de 1980. Para el pez espada del norte, los datos de frecuencias de talla incluyen comunicaciones de 19 CPC, que se corresponden con más de 30 codificaciones de flota-pabellón. El principal arte comunicado es el palangre (91%), seguido por artes de superficie (arpón, liña de mano, caña y carrete, artes deportivas y arrastre) (5%), redes de enmalle (1%) y otros (cebo vivo, arrastre semipelágico y desconocidos) (**Figura 8**). Para el pez espada del sur, los datos de talla incluyen comunicaciones de 17 CPC que se corresponden con 50 pabellones-flotas, sobre todo el complejo flota brasileña-otras CPC. Además, casi todos los datos de talla proceden del palangre (98%), y hay muy pocas observaciones de redes de enmalle (**Figura 8**). En la **Figura 9** se presentan mapas de la distribución anual espacial de las muestras de talla en cuadrículas de 5°x5°. En general, la cobertura espacial del muestreo de tallas después de 1980 es amplia y suficiente para los stocks del Atlántico.

La mayoría de los datos se comunican como mediciones de talla, sobre todo mandíbula inferior a horquilla (LJFL), pero también ojo-horquilla y opérculo-horquilla. Sin embargo, también se ha comunicado un componente importante en peso (peso sin cabeza). En los análisis solo se incluyeron las mediciones de talla y todas las tallas se convirtieron a LJFL en cm utilizando los factores de conversión de talla propuestos en la sección 2. Para los datos de frecuencia de pesos se presentan análisis independientes. En la revisión preliminar de los datos de talla se excluyeron las tallas de menos de 30 cm y de más de 300 cm. En la **Figura 10** se muestra la distribución total de tallas de pez espada por stock. En general, las distribuciones de talla de los stocks del norte y sur son similares, y la mayoría de las muestras de talla se situó entre 75 y 250 cm, con una moda en torno a 150 cm. En la **Figura 11** se muestra la distribución de tallas por artes principales. El pez espada más pequeño es capturado generalmente con redes de enmalle y los ejemplares más grandes, del stock de pez espada del norte, con artes de superficie. Sin embargo, en el norte hay un amplio solapamiento de distribuciones de talla entre los artes, excepto para los artes de superficie.

Una revisión de la distribución por talla por año (**Figura 12**) mostraba algunas tendencias, sobre todo en los primeros años. Por ejemplo, en 1974 había una presencia poco habitual perceptible de peces de talla pequeña en el norte que no se puede explicar. Para los stocks del norte y del sur, la talla mediana osciló entre 150 y 175 cm para la mayor parte de la serie temporal. No hubo diferencias claras en la distribución por tallas por trimestre, sólo cabe señalar que en el tercer trimestre (agosto-octubre) se detecta una reducción de la distribución de peces más pequeños en el norte (**Figura 13**).

La revisión de los datos de distribución de pesos se restringió a la pesquería de palangre estadounidense (**Figura 14**). Las distribuciones de peso proceden sobre todo del stock del norte (1978-2011), con pocas observaciones en el sur (1998-2005). En los primeros años de la serie temporal se registraron los peces más pesados, y después hubo una distribución de pesos bastante estable con pesos medios de 30 a 35 kg.

El Grupo constató un descenso no explicado desde 1981 a 1982 en las distribuciones de las frecuencias de pesos comunicadas por Estados Unidos. El Grupo solicitó que los científicos nacionales investigasen dicho descenso.

Tras una revisión de las muestras de talla para 1974 (véase la **Figura 11**), el Grupo constató que el patrón poco usual del pez espada entre 80 y 100 cm correspondía a muestras de talla de UE-España que fueron comunicadas originariamente en mediciones EYFL que posiblemente se corresponden con muestras de las pesquerías de redes de enmalle del Mediterráneo. El Grupo recomendó excluir estas muestras de talla hasta que se disponga de información clara sobre el origen de estos datos.

## **6. Captura por talla (CAS), Captura por edad (CAA) y peso por edad (WAA)**

### **6.1 Captura por talla (CAS)**

La Secretaría actualizó todas las estimaciones de captura por talla (CAS) (de 1978 a 2011) para ambos stocks, teniendo en cuenta las importantes revisiones de frecuencias de tallas comunicadas por Japón para ambos stocks, UE-Portugal (SWO-S), Taipei Chino (ambos stocks), Ghana (SWO-S), Canadá (SWO-N), Marruecos (SWO-N), Uruguay (SWO-S) y Venezuela (SWO-N). Se utilizaron las relaciones revisadas peso/talla (véase la sección 2) para ajustar el peso equivalente de las capturas de CAS (en número de peces en la composición de la captura) a las capturas de Tarea I. Las matrices globales de CAS, por año y clases de talla de 5 cm (mandíbula inferior a horquilla) se muestran en las **Tablas 9** (SWO-N) y **10** (SWO-S). Las series de pesos medios estimados a partir de CAS se presentan en las **Figuras 15** (por stock) y **16** (por pabellón principal).

Las estimaciones generales de CAS para ambos stocks utilizan dos tipos de información de talla comunicados a ICCAT. El primero y más importante (en términos de peso global) es la CAS estimada por los científicos nacionales utilizando sus propias normas de sustitución. Estos conjuntos de datos CAS se ajustan a menudo a la captura equivalente de Tarea I. El segundo tipo es la información de muestras de frecuencias de talla. Estas muestras son directamente extrapoladas a la captura de Tarea I equivalente. En los casos para los que, para un periodo de pesca determinado (combinación flota/arte/año/stock), no se dispone de uno de los dos tipos de datos de talla descritos antes, se aplica una norma de sustitución. Las **Figuras 17** (SWO-N) y **18** (SWO-S) muestran para el periodo 2001 a 2011, la importancia (en peso equivalente a la captura de Tarea I) de cada tipo de información sobre talla comunicada ("CAS ajustada": CAS comunicada con posibles ajustes a Tarea I; "T2SZ"(extrapolada)": muestras de frecuencias de tallas extrapoladas a Tarea I), también se muestra la ratio de sustituciones utilizadas por la Secretaría en las estimaciones de CAS. El nivel de CAS comunicada es superior en el caso de SWO-N (promedio del 73%) que en de SWO-S (promedio del 43%). La ratio de sustitución (si se utiliza CAS o T2SZ) es también inferior en SWO-N (promedio del 19%, con grandes oscilaciones entre 7% y 39%) que en SWO-S (promedio del 25%, con fuertes variaciones desde 5% hasta 39%). Estos niveles de sustituciones son considerados bajos, cuando se comparan con la mayoría de las demás especies gestionadas por ICCAT, pero podrían mejorar aún más si se recupera y comunica a ICCAT la información sobre talla que falta (véase los catálogos SWO: **Tablas 7 y 8**).

El Grupo constató que la captura por talla de pez espada del sur presenta un pico no habitual en el intervalo de talla de 95 cm (1997 a 2007) que podría requerir análisis en el futuro.

En el documento SCRS/2013/111 se describía la captura por talla del pez espada capturado por la pesquería de palangre pelágico marroquí entre 2003 y 2011. Los análisis se basaron en los datos de muestreo en puerto y mostraban una tendencia decreciente de la talla media de los peces desde el inicio de la serie temporal hasta 2008, seguida de un ligero incremento. Además, la talla media tendía a descender a lo largo del año. El Grupo constató un marcado descenso en la talla media en los primeros años de la serie temporal que se atribuyó a la baja cobertura de muestreo. Se sugirió que los datos se recopilasen por trimestre (en vez de por mes) y que se utilicen gráficos de cajas, para ilustrar mejor la varianza y tendencia central de la información.

### **6.2 Captura por edad (CAA)**

No se obtuvieron estimaciones de captura por edad a partir de la captura por talla.

## 7. Datos de mercado

La Secretaría presentó al Grupo la información sobre mercado convencional de pez espada, e indicó que no se habían realizado actualizaciones importantes desde 2012 (sólo unas pocas recuperaciones realizadas por científicos portugueses). En la **Tabla 11** se presenta un resumen de la información sobre mercado (colocaciones/recuperaciones). En la **Figura 19** se muestran mapas de los gráficos generales de densidad de colocaciones y recuperaciones de marcas (para todos los años combinados) y el aparente desplazamiento (líneas rectas desde la posición de colocación hasta la posición de recuperación). El Grupo identificó y descartó algunos movimientos erróneos entre el hemisferio norte y el sur (comunicados por Estados Unidos y Canadá). El Grupo considera que debe mantenerse el continuo proceso de revisión de la información sobre mercado convencional (una recomendación del SCRS) y sugirió que se incremente la participación de científicos nacionales en el proceso de revisión.

## 8. Enfoques de modelación disponibles

### 8.1 Modelos de producción excedente (ASPIC)

#### *Supuestos del modelo*

La capturabilidad es constante, por tanto, cualquier cambio en la capturabilidad tiene que modelarse dentro de las series de CPUE. El reclutamiento y  $M$  son constantes en el tiempo. Hay una respuesta inmediata del stock a  $F$ . Todas las edades están plenamente seleccionadas. Todos los peces de la población han alcanzado la madurez.

*Entradas del modelo:* Series de CPUE y captura

*Salidas del modelo:* Trayectorias de  $F$  y  $B$ . Trayectorias de  $F$  y  $B$  relativas. Capturabilidad  $q$  para cada serie de CPUE. Intervalos de confianza. Capacidad de transporte  $K$ ,  $B_1/K$ ,  $r$ . Proyecciones

*Diagnósticos:* Suma de cuadrados. Gráficos residuales de ajustes a las CPUE. Patrones retrospectivos

*Parámetros clave:*  $B_1/K$ ,  $r$ .

#### *Incertidumbres:*

El Grupo debatió como se trata la incertidumbre en el marco de ASPIC. Se acordó que este modelo de evaluación no permite la inclusión de la incertidumbre asociada con las entradas del modelo (por ejemplo, CV de las series de CPUE). En evaluaciones anteriores, la incertidumbre en las series de CPUE se incorporó mediante ensayos independientes que utilizaban la mediana y los intervalos de confianza superiores e inferiores del 95%, el muestreo repetitivo de los resultados y la combinación de los resultados del muestreo repetitivo. Se han desarrollado nuevos enfoques para abordar las incertidumbres en ASPIC, y estos se presentarán al Grupo en un futuro próximo.

El Grupo constató que otros enfoques para abordar la incertidumbre podrían ser establecer algunos parámetros de entrada en valores diferentes para evaluar la sensibilidad de los resultados del modelo a condiciones iniciales diferentes (por ejemplo, fijar  $B_1/K$  en 0,3; 0,4; 0,5 y 0,6). La ejecución del modelo utilizando diferentes funciones de producción se consideró también un modo de evaluar la incertidumbre.

#### *Puntos fuertes y puntos débiles del modelo*

Dados los requisitos limitados de datos, la Secretaría puede respaldar mejor este modelo. Resulta sencillo utilizar ASPIC, y muchos científicos nacionales están familiarizados con él. Se considera útil para situaciones en las que se dispone de pocos datos. ASPIC se ejecuta rápidamente y facilita las pruebas de simulación. Dados los requisitos limitados de datos, permite utilizar series temporales más largas, en las que los datos de las fases iniciales del periodo suelen ser más escasos. Sólo estima unos pocos parámetros, pero suelen ser los requeridos para facilitar asesoramiento en materia de ordenación. ASPIC produce con rapidez diagnósticos, resultados de muestreo repetitivo y proyecciones. Sin embargo, ASPIC no refleja necesariamente la dinámica real del stock/pesquería y no puede considerar la variabilidad en el reclutamiento o cambios en la capturabilidad. El modelo no puede considerar cambios en las reglamentaciones de ordenación, como cambios en la talla mínima, por lo que éstos tienen que tenerse en cuenta en las series de CPUE. Muchas veces ASPIC no puede resolver índices de abundancia con tendencias contradictorias.

El Grupo reconoció que el modelo de producción excedente ASPIC se ha utilizado para evaluar al pez espada durante los últimos 20 años. Una de las razones de esto era la necesidad de continuidad en la metodología de evaluación tras la implementación del plan de recuperación por parte de ICCAT en 1996 [Rec. 95-11]. El Grupo debatió la necesidad de precaución a la hora de utilizar este enfoque de modelación. En particular al considerar el supuesto de capturabilidad constante con diferentes niveles de biomasa y la posibilidad de hiperestabilidad e hipermerma. Sin embargo, se indicó que la hiperestabilidad está más relacionada con las pesquerías de cerco y que, por tanto, es menos aplicable al caso del pez espada del Atlántico. El Grupo también debatió lo que en la bibliografía se conoce como “viaje en una dirección” o dicho de otro modo, cuando los datos utilizados para la entrada del modelo incluyen únicamente el periodo de tiempo en el que los incrementos en el esfuerzo dan lugar a descensos en la CPUE. El Grupo resaltó los requisitos simples en cuanto a datos que permiten utilizar series de captura relativamente largas, lo que no es habitual en las evaluaciones de stock realizadas por el SCRS. El Grupo reconoció los problemas que surgen cuando las CPUE disponibles tienen tendencias contradictorias. Aunque este problema puede paliarse mediante la estimación de una CPUE combinada (tal y como se ha hecho en anteriores evaluaciones con ASPIC), este enfoque podría generar resultados sesgados. Por tanto, el Grupo inició un amplio debate sobre los métodos potenciales que pueden utilizarse para estimar un índice combinado, y sobre los beneficios y deficiencias potenciales de este tipo de índice. Se indicó que dado que probablemente todos los índices no tengan la misma selectividad, un índice combinado podría representar a todo el stock y sería más apropiado para un modelo de biomasa. El Grupo reconoció que muchas flotas han operado en una zona y temporada de pesca reducida, y que estos cambios pueden generar problemas al intentar estimar un índice combinado. Además, el Grupo acordó que los problemas con las series de CPUE, como cambios conocidos en la capturabilidad en el tiempo, tienen que abordarse fuera del modelo, ya que el modelo no tiene flexibilidad para dar cabida a este tipo de problemas. Se propuso que, a modo de herramienta exploratoria, puede ejecutarse ASPIC con un índice combinado y después con una serie de CPUE cada vez para discernir qué información proporciona cada índice y qué influencia tiene cada índice en el resultado final. En lo que concierne a la ponderación de los índices y en concreto a la aplicación de diferentes ponderaciones a años diferentes de la serie temporal, se indicó que ASPIC no permite realizar ponderaciones diferentes por año, pero que sí permite aplicar ponderaciones diferentes a series las distintas CPUE.

El Grupo convino en que sería importante utilizar ASPIC en la próxima evaluación, sobre todo considerando la necesidad de contar con un caso de continuidad y que, por tanto, recomendaba su utilización para ambos stocks de pez espada, norte y sur.

## **8.2 Análisis de población virtual (VPA)**

### *Supuestos del modelo*

El modelo asume que el stock evaluado corresponde a una población cerrada o a dos poblaciones que se entremezclan. Se asume la mezcla rápida a través de la zona de distribución original de cada población. Se considera que la tasa de mortalidad natural de cada grupo de edad es constante en el tiempo. Se asume que se conoce sin error la captura de cada grupo de edad. Los datos de abundancia, mortalidad y marcado, aunque imprecisos, representan con precisión a la población. La curva de crecimiento se conoce con exactitud.

*Datos de entrada:* series de captura, CPUE, captura por edad

*Salidas del modelo:*

Trayectorias de F y B. Trayectorias de F y B relativas. Capturabilidad q para cada serie de CPUE. Intervalos de confianza. Proyecciones, los niveles de referencia relacionados con  $F_{RMS}$  y  $F_{0,1}$  pueden obtenerse mediante la utilización de un programa de proyección adicional.

*Diagnósticos* Gráfico de ajuste a los índices. Patrones retrospectivos

*Incertidumbres:*

Estimadas dentro del modelo mediante el muestreo repetitivo.  
Introducir CV en las series de CPUE



### *Parámetros clave:*

La ratio de F (ratio de la tasa de mortalidad por pesca en la edad mayor con respecto a la siguiente edad inferior) y bloques para estimar F del año terminal (generalmente acotada asumiendo una vulnerabilidad similar a la de los últimos n años).

Cualquier nivel de referencia (consideraciones de estado) requiere la utilización de una SRR o de aproximaciones.

### *Puntos fuertes y puntos débiles*

El método VPA ha sido generalmente utilizado por el SCRS para las evaluaciones de stock, pruebas de simulación, y proporciona una variedad de diagnósticos. Requiere menos supuestos que los enfoques estadísticos de captura por edad (SCA), y *podría decirse*, que menos que los enfoques de dinámica de biomasa. El VPA puede incluir una selectividad que varía y, en general, las proyecciones pueden considerar algunas cuestiones relacionadas con la ordenación (límites de talla, etc.). Puede considerar múltiples índices de CPUE con diferentes selectividades (capturas parciales).

El método no impone explícitamente estimaciones de productividad de la población como BSP o, como es a menudo el caso, SCA, cuando los valores de inclinación son fijos o se introducen con valores restrictivos. La incertidumbre dentro del modelo mediante bootstrapping. Asume que la CAA se conoce sin error. Requiere un respaldo importante de ICCAT para preparar las matrices de CAS y CAA.

El VPA se ha utilizado en evaluaciones anteriores (por ejemplo., 2002, 2006, 2009), pero no para proporcionar asesoramiento en materia de ordenación. El Grupo acordó que, debido a la alta incertidumbre de la CAA de SWO, es probable que el VPA no sea el modelo más adecuado para evaluar el pez espada. Sin embargo, el Grupo reconoció también que la no utilización de índices específicos de la edad podría contribuir a reducir esta limitación particular del VPA. El Grupo constató que las revisiones recientes de CAS podrían afectar a los resultados del VPA para esta especie. Sin embargo, el Grupo no ha evaluado esta CAS (disponible desde hace poco). En el caso particular del pez espada, otras dificultades que surgen al aplicar el VPA son que la edad de los peces se determina solo hasta 5 años debido a la incapacidad de determinar de forma fiable la edad de peces mayores y a que se ha observado que la reproducción de esta especie se produce a lo largo de todo el año. Por tanto, el VPA utiliza un grupo de edad 5+ que a su vez enmascara gran parte de la dinámica del stock. Esta cuestión en particular también hace que el VPA sea muy sensible a las ratios de F.

El Grupo deliberó sobre la necesidad de seguir utilizando el VPA, considerando el supuesto del modelo que requiere que se conozca la CAA sin error, que este modelo no se ha utilizado para formular asesoramiento en materia de ordenación en el pasado y que requiere importantes recursos de la Secretaría de ICCAT. Sin embargo, se indicó que el VPA podría seguir utilizándose a modo de herramienta exploratoria para entender mejor los cambios en la selectividad o la influencia de diferentes valores de entrada.

Tras valorar los puntos fuertes y débiles del VPA, el Grupo convino en no recomendar su utilización en la próxima evaluación.

### **8.3 Modelo de producción excedente Bayesiano 2 (BSP2)**

El documento SCRS/213/100 se presentaba una actualización (BSP2) del programa de evaluación de stock de producción excedente bayesiano de ICCAT (BSP). BSP2 ofrece una nueva implementación que modela el error de proceso en las ecuaciones de dinámica y el error de observación en estados predichos (a saber, un modelo estado-espacio). El programa puede integrar una amplia variedad de distribuciones previas diferentes para parámetros clave, lo que incluye la capacidad de transporte (K), la tasa máxima de incremento de la población ( $r$ ) y la ratio de biomasa del stock en el año inicial con respecto a la capacidad de carga ( $B_{init}/K$ ). El programa permite una integración bayesiana para el cálculo de distribuciones posteriores de probabilidad marginal para los parámetros y variables de ordenación y resultados para su inclusión en los gráficos de Kobe. Los factores bayesianos pueden computarse para evaluar la credibilidad relativa de diferentes funciones de producción y de diferentes ensayos del modelo (por ejemplo, distribuciones previas diferentes y escenarios de historial de captura) cuando las variantes diferentes del modelo se ajustan a los mismos datos de índice de abundancia. El programa se ha sometido a pruebas de simulación y se ha hallado que recupera con una precisión razonable (aproximadamente del 20%), los parámetros subyacentes “reales” y los estados de la población “reales”, incluso aunque los datos se hayan simulado con gran imprecisión y exista un alto error de proceso en la dinámica del estado.

### *Supuestos del modelo*

Un desfase de un año caracteriza adecuadamente la influencia de la biomasa anual del stock en la producción excedente futura, al igual que en cualquier modelo de producción, incluido ASPIC. Los índices de abundancia están relacionados con la biomasa del stock a través de una constante de proporcionalidad siempre y cuando no se produzca una hipermerma o hiperestabilidad en el índice. La producción excedente puede ser descrita mediante el modelo Schaefer o la función de producción generalizada Fletcher.

### *Entradas del modelo:*

Series de captura. CPUE. Distribuciones previas para  $K$ ,  $r$   $B_0/K$ . Desviaciones de error de proceso. Un valor fijo para la desviación previa estándar en la desviación del error de proceso. Un CV para cada índice de abundancia que es constante en el tiempo, y si se estima apropiado un CV adicional por año para cada índice de abundancia. Un valor fijo para la autocorrelación en las desviaciones del error de proceso en los años posteriores al último año de datos. La especificación del tipo de función de producción excedente (Schaefer, Fletcher-Schaefer) y el valor del parámetro para el punto de inflexión.

### *Salidas del modelo:*

Distribuciones posteriores para parámetros estimados ( $r$ ,  $K$ ,  $b_0/K$ ,  $\sigma$  (índice), biomasa del stock, RMS,  $F$  anual,  $F/F_{RMS}$ ,  $B$ ,  $B/B_{RMS}$ , rendimiento de sustitución  $\ln(\text{peso medio})$ ).

### *Diagnósticos*

Los diagramas de desviaciones del proceso de error de la mediana de la distribución posterior por año, junto con los intervalos de probabilidad por año. Diagramas del ajuste de la biomasa del stock de la mediana de la distribución posterior a los datos del índice de abundancia. Diagramas de las distribuciones previas y posteriores del modelo. Diagnósticos gráficos y numéricos del método del muestreo de importancia (SIR).

### *Incertidumbres:*

Incertidumbres en los parámetros estimados, variables del modelo, mostradas en distribuciones posteriores, desviaciones estándar, coeficientes de variación, intervalos de probabilidad. Los factores bayesianos pueden computarse a partir de la ratio de importancia media por ensayo, y pueden usarse para ponderar la distribución posterior de diferentes ensayos para mostrar la incertidumbre sobre el estado del stock y las variables de interés resultantes de la incertidumbre en la estructura del modelo.

*Parámetros clave:*  $r$ ,  $K$ ,  $B_0/K$ ,  $B_{RMS}/K$ .

### *Puntos fuertes y puntos débiles*

El modelo no plantea supuestos sobre la vulnerabilidad por edad. Utiliza los datos disponibles sobre el ciclo vital para desarrollar una distribución previa para  $r$ . BSP2 es un enfoque muy flexible para ajustar datos. Se trata de una metodología coherente y teóricamente rigurosa que tiene en cuenta las incertidumbres en los datos y las incertidumbres entre formas del modelo. Los modelos de producción estado-espacio realizan aceptablemente bien la estimación de la biomasa del stock y las evaluaciones de procedimientos de ordenación para un stock en recuperación con datos que introducen ruido. En algunas configuraciones resulta difícil realizar pruebas de simulación del modelo. Al igual que con el método bayesiano, se requiere formación para ejecutar el programa de un modo eficaz. Al igual que sucede con otros modelos de producción excedente, podría ser biológicamente inexacto y por tanto podría no reflejar la dinámica real del stock.

El Grupo reconoció que BSP2 es en esencia un modelo de producción excedente y, como tal, tiene las mismas restricciones y ventajas que los demás modelos de producción, como ASPIC. El Grupo debatió algunas de las ventajas de la utilización de enfoques de modelación bayesianos, siendo una de ellas la capacidad de obtener declaraciones de probabilidad para los resultados de interés en forma de “distribuciones posteriores”. Además, los métodos de estimación bayesianos permiten que la información y datos adicionales formen parte de las distribuciones previas de los parámetros del modelo, y estas distribuciones previas pueden contribuir a acotar la estimación para obtener resultados más útiles y biológicamente precisos. Se proporcionó al Grupo una presentación que mostraba que el modelo BSP2 proporciona buenos ajustes a los datos, se ejecuta con rapidez y es numéricamente fiable. El modelo utiliza una distribución previa para  $r$  que incorpora información biológica

clave. Un factor importante del BSP2 identificado por el Grupo es que permite evaluar la influencia de distribuciones previas y valores de entrada de la captura en los resultados del modelo. Además, los resultados del BSP2 en la evaluación de la productividad del stock tienen en cuenta de forma más rigurosa los parámetros y incertidumbre estructural.

El Grupo reconoció que el modelo BSP2 mostraba una gran flexibilidad y se preguntó si el modelo utilizado para el ejemplo del pez espada tenía la misma formulación que el modelo BSP original o si se había incorporado una codificación adicional considerable. El Grupo preguntó también si el modelo BSP2 en su formulación de pez espada había sido sometido a pruebas de simulación. Se indicó al Grupo que la versión actualizada del modelo estado-espacio de BSP2 se había sometido a una revisión por pares en recientes evaluaciones en Canadá, y que también se había sometido a pruebas de simulación. Se halló que BSP2 funcionaba satisfactoriamente al estimar la biomasa del stock y el estado del stock y que conseguía la recuperación del stock desde condiciones de merma y sobrepesca en las situaciones en las que hay una variación estocástica autocorrelacionada bastante elevada en la biomasa del stock y los índices de abundancia disponibles tienen CV bastante elevados, a saber, sobre todo superiores a 0,3.

El Grupo se mostró preocupado por la falta de un manual actualizado para BSP2 e indicó que los científicos nacionales no están aún familiarizados con su uso. El Grupo recomendó que se pusiera a disposición de los científicos nacionales interesados en este particular enfoque del modelo un curso de formación. El Grupo acordó que el modelo BSP2 ofrece más flexibilidad y más opciones que ASPIC y se recomendó ejecutar ambos modelos en paralelo para comparar su comportamiento y entender mejor las diferencias. El Grupo preguntó también cómo se había desarrollado la distribución previa para  $r$ . Aunque en el pasado se ha utilizado esta distribución previa en particular, el Grupo recomendó que la distribución previa para  $r$  fuera actualizada utilizando la metodología desarrollada más recientemente con este fin y las recientes actualizaciones en las estimaciones de los parámetros del ciclo vital del pez espada.

El Grupo recomendó el uso del modelo BSP2 en la próxima evaluación de los stocks de pez espada del Atlántico norte y sur y la exploración de opciones para incorporar este modelo en los modelos que ya se utilizan para el SCRS.

#### **8.4 Stock Synthesis (SS)**

##### *Supuestos del modelo:*

La estructura del Stock Synthesis (SS) permite construir modelos de simples a complejos dependiendo de los datos disponibles. Como resultado, el marco de modelización SS está diseñado para permitir al usuario controlar la mayoría de los supuestos que se incluyen en el modelo. El SS asume que los datos observacionales son una muestra aleatoria y sin sesgo de la pesquería y/o prospección que está destinado a representar. El modelo global contiene subcomponentes que simulan la dinámica de la población del stock y la pesquería, derivan los valores previstos para los diversos datos observados y cuantifican la magnitud de la diferencia entre los datos observados y los previstos.

##### *Entradas del modelo:*

Stock Synthesis proporciona un marco estadístico para la calibración de un modelo de dinámica de población utilizando una diversidad de datos pesqueros y de prospecciones. SS es más flexible en su capacidad de utilizar una amplia diversidad de datos de edad, talla y datos agregados de las pesquerías y prospecciones. Está diseñado para tener en cuenta tanto la estructura de tallas como de edad de la población y con múltiples subáreas de un stock. La selectividad puede ser elaborada como solo específica de la edad, específica de la talla en las observaciones solo, o específica de la talla con la capacidad de capturar el efecto principal de la supervivencia específica de la talla. Aunque el SS puede tener en cuenta una multitud de tipos de datos, son necesarios dos, la serie temporal de captura y un índice de abundancia. Por el contrario, puede construirse un modelo que incorpore múltiples áreas, temporadas, sexos, crecimiento, y morfos de crecimiento, así como datos de marcado. Los datos medioambientales también pueden utilizarse para modular casi cualquier parámetro dentro del modelo. También pueden incorporarse la estructura por edad y talla, la talla por edad, el sesgo y error en la determinación de la edad y la proporción de sexos.

### *Resultados del modelo:*

El resultado del modelo SS es acorde con la complejidad de la configuración del modelo y con los datos observacionales. Todos los parámetros estimados son resultados con desviaciones estándar. Las cantidades derivadas incluyen elementos de referencia de la ordenación típicos como el RMS,  $F_{RMS}$ ,  $B_{RMS}$  y SPR. Se facilitan también las matrices típicas de los números por edad, del crecimiento y de las claves edad-talla.

### *Diagnósticos:*

Los diagnósticos se examinan de forma rutinaria mediante el paquete R r4SS gráfico o numérico o la hoja de cálculo que lo acompaña, también gráfica y numérica. Los diagnósticos son generalmente una presentación de los residuos del ajuste a los datos observacionales y las cantidades derivadas. El resultado numérico está disponible también en forma de matriz hessiana, matriz de correlación y como fichero final con las huellas de todos los parámetros. Cuando se ejecuta en el modo MCMC también se obtienen las distribuciones posteriores.

### *Incertidumbre:*

La incertidumbre puede capturarse al menos de tres formas: desviación estándar de los parámetros, creación de archivos de datos de bootstrap o mediante técnicas MCMC. El programa ADMB C++ en el que está escrito el SS busca el conjunto de valores de los parámetros que maximizan la bondad del ajuste, luego calcula la varianza de estos parámetros utilizando métodos inversos hessianos y de MCMC. En el modelo se incluye también una capa de ordenación que permite propagar la incertidumbre en los parámetros estimados a las cantidades de ordenación, facilitando así una descripción del riesgo de varios escenarios de ordenación posibles, lo que incluye las previsiones de posibles límites de captura anuales.

### *Parámetros clave:*

Los parámetros clave del SS dependen de la configuración del modelo creada. Sin embargo, dado que está estructurado por edad, la tasa de mortalidad natural es muy crítica. El parámetro de inclinación es también crítico ya que dicta la tasa del crecimiento compensatorio de la población.

### *Puntos fuertes y débiles:*

El SS puede utilizar un gran número de tipos diferentes de fuentes de datos para construir un modelo adaptado dentro de un marco coherente. Este es su mayor punto fuerte, ya que permite al usuario construir un modelo con una flexibilidad igual a la de los datos. El preprocesamiento de los datos es inferior al de otros marcos ya que está plenamente integrado en la estructura del modelo. De forma similar al BSPM, el SS tiene plena capacidad bayesiana. A diferencia del VPA, puede ejecutarse sin una matriz de captura por edad utilizando solo tallas o sin tallas en su totalidad. Por consiguiente no es necesaria la separación de edades. Permite formas de explicar los cambios en los datos observacionales que se deben a cambios en la ordenación o el medio ambiente. Puede hacerse que casi todos los parámetros cambien en el tiempo de diversas formas. La previsión se realiza dentro del marco integrado de la construcción del modelo. Algunas de las limitaciones del SS incluyen un número limitado de usuarios competentes dentro del SCRS. Además, a causa de su capacidad para crear modelos muy complejos, puede ser lento de ejecutar respecto a ASPIC o VPA, pero solo si está muy parametrizado (es decir, el tiempo de ejecución depende de la complejidad del modelo). El marco es capaz de muchas opciones, por lo que el usuario de ser consciente de la parsimonia del modelo.

El Grupo consideró que el modelo SS era probablemente el más flexible de todos los modelos examinados durante la reunión. Quizá la característica más útil del marco SS es que "lleva el modelo a los datos" en lugar de ocurrir al revés (es decir, que puede hacerse tan simple o complejo como permitan los datos). El SS puede configurarse para ser ejecutado como un simple modelo de producción excedente o un modelo plenamente integrado. Por lo tanto, las entradas de datos y el resultado dependen de la configuración del modelo. Este modelo podría permitir también al SCRS estimar y evaluar la robustez de los puntos de referencia límite. El Grupo discutió la necesidad de mejorar la forma en que las flotas se definen aprovechando la flexibilidad del modelo. Por ejemplo, un enfoque podría ser agrupar muestras de talla de diferentes flotas que tengan selectividades similares. Se discutió también que el patrón de migración del pez espada podría considerarse necesario para separar una flota de un determinado pabellón en dos o más flotas (por ejemplo, una flota que pesca en las zonas de desove y también en las zonas tróficas donde las grandes hembras son más abundantes).

El Grupo se mostró de acuerdo en recomendar que el SS sea utilizado como uno de los modelos de la próxima evaluación del stock del Atlántico norte y, dependiendo de los recursos disponibles, para el stock del Sur también.

### **8.5 Modelo estado-espacio**

#### *Entradas:*

Igual que el VPA. CAA, índices de abundancia, parámetros de crecimiento, madurez.

#### *Resultados:*

Igual que el VPA, estimaciones de SRR, punto de referencia, incertidumbre sin bootstrap. Matriz de varianza-covarianza. Distribuciones de probabilidad y SE de parámetros de interés.

*Parámetros clave:* SRR y F

#### *Diagnósticos:*

Igual que el VPA, incluidos los diagramas residuales. Utiliza el mismo paquete informático para los diagnósticos que el ADAPT-VPA. Verosimilitud, matriz de Hessian, matriz de varianza-covarianza. Pruebas estadísticas para los parámetros diferentes de los valores particulares.

#### *Puntos fuertes y débiles:*

Este enfoque se ejecuta con rapidez. Este enfoque es flexible y puede incorporar selectividad que varíe con el tiempo. Puede incorporar el error de observación en la captura. Requiere menos ajustes que el VPA, todos los cálculos están integrados. Proporciona F y B relativas con intervalos de confianza. Requiere conocer cómo varía la selectividad en el tiempo. Requiere la CAA. Sin embargo, requiere comprobar demasiados diagnósticos para asegurar que el modelo está funcionando adecuadamente. El Grupo observó que el SCRS no está familiarizado con este modelo y no tiene experiencia en su ejecución. No se consideró un enfoque simple.

El Grupo indicó que, dado que el VPA no fue elegido basándose en parte en la necesidad de usar la CAA como entrada, este modelo tampoco debería usarse. El Grupo consideró que este enfoque de modelo particular tenía potencial, pero que el SCRS necesita tiempo para evaluarlo completamente en los próximos años. Por lo tanto, el Grupo no recomendó el uso de este modelo estado-espacio en la próxima evaluación.

### **8.6 Discusión sobre los diagnósticos**

El Grupo se mostró de acuerdo en que, independientemente del enfoque de modelización utilizado en la próxima evaluación, los diagnósticos de los diferentes modelos deberían incluir algunos elementos comunes y ser estandarizados en la medida de lo posible. El Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock recomendó que se desarrollen diagnósticos adecuados para todos los modelos de evaluación. Aunque se reconoció que estos podrían variar entre los modelos de evaluación, se reconoció también que aunque diferentes modelos y métodos podrían tener diagnósticos ligeramente diferentes, muchos diagnósticos serían comunes en todos los métodos. El Grupo discutió los tipos de diagnóstico que se utilizan para las evaluaciones de stock y consideró que se dividen en cinco categorías principales: 1) análisis exploratorios de datos, 2) ajustes a los datos (por ejemplo, diagramas residuales), 3) pruebas de verosimilitud, 4) pruebas de sensibilidad y 5) simulaciones como análisis retrospectivo/de verificación cruzada.

#### *1) Análisis exploratorios de datos*

Las entradas de datos para las evaluaciones de stock son principalmente índices dependientes de las pesquerías de captura por unidad de esfuerzo. Dichos índices podrían estar afectados por una variedad de factores que los procedimientos de estandarización están destinados a eliminar. Sin embargo, el cálculo de índices como el de Gulland (Ref.) podría aportar información para identificar patrones en la elección de la especie-objetivo (por ejemplo, en el océano Pacífico este enfoque fue extremadamente útil para confirmar los cambios de especie objetivo hacia los marlines y luego cambiando de nuevo en los primeros 25 años de la pesquería de palangre japonesa).

Los métodos tradicionales de evaluación de stock a menudo implican la inclusión de medias ponderadas de datos contradictorios, y esto suele producir estimaciones de parámetros intermedias respecto a las obtenidas a partir de los conjuntos de datos individualmente. Schnute (1993) demostró que cuando se consideran errores de los datos o el modelo, los valores de parámetros más probables no se encuentran entre los valores conflictivos, en su lugar, se producen en uno de los extremos. Por tanto, una comparación de índices (por ejemplo, mediante un análisis de correlación) podría ser útil para ayudar a desarrollar hipótesis para decidir qué escenario de la evaluación de stock ejecutar.

## 2) *Ajustes a los datos*

La inspección de los diagramas residuales (por ejemplo, a partir de los índices utilizados para calibrar las tendencias del stock, o a partir de los datos de composición de tallas) es importante con el fin de comprobar los ajustes del modelo. El SCRS/2013/36 presentaba una variedad de métodos para el análisis residual que pueden usarse dentro de una variedad de marcos de evaluación (por ejemplo, ASPIC, BSP, VPA, SS, Multifan-CL, SCRS/2013/56, 57, y 58). La intención no era facilitar unas directrices, sino un simple resumen de los métodos que pueden utilizarse para un rango de modelos de evaluación de stock. El programa está disponible como un paquete de R.

## 3) *Pruebas de verosimilitud*

Las ratios de verosimilitud pueden utilizarse para comparar los escenarios de evaluación del stock o para ponderar múltiples ensayos. Hobbs y Hilborn (2006) discutieron diversas formas de evaluar el peso de la evidencia para múltiples hipótesis, la inferencia multimodelo y el uso de la información previa en la ecología. Dichos enfoques podrían usarse para ponderar escenarios múltiples de evaluación en el marco de trabajo de Kobe. Además, realizar perfiles de verosimilitud mediante los componentes de datos (ISC/11/BILLWG-3/01, SCRS/2013/119) es una técnica prometedora que permite evaluar el impacto de los diferentes conjuntos de datos sobre los parámetros clave (por ejemplo,  $r$ ,  $B_0$ ).

## 4) *Pruebas de sensibilidad*

Como parte de una evaluación de stock, es práctica común ejecutar escenarios alternativos como ensayos de sensibilidad. En la CCSBT y la WCPFC se utiliza una cuadrícula para elegir los parámetros clave o las opciones para las que podría no haber información convincente sobre los datos. Por ejemplo, para dos factores correspondientes a: i) no hay datos directos sobre mortalidad natural para definir su nivel o forma, pero se sabe que el parámetro es vital tanto para las estimaciones como para los puntos de referencia de la evaluación de stock, o ii) la calidad de los datos de talla por pesquería; cuáles son los tamaños de muestra efectivos relativos. En dicho caso, podría haber diferentes niveles potenciales para cada factor y usar una cuadrícula (es decir, niveles del factor i multiplicado por niveles del factor ii) permitiría explorar todos los efectos e interacciones principales. Sin embargo, si van a considerarse muchos factores, esto tendría como resultado un gran número de ensayos. Por lo tanto, podría ser más adecuado especificar en primer lugar un caso base y posteriormente factores con niveles que representen las principales incertidumbres. Durante las sesiones de evaluación de stock, pueden evaluarse los principales efectos variando un factor cada vez. Con suerte, esto permitirá a la evaluación de stock limitar la incertidumbre principal y actuar como un simple experimento de filtrado para determinar los factores que tienen más influencia en la percepción de la dinámica del stock. Basándose en la identificación de los factores más importantes, podría desarrollarse un experimento diseñado de varios niveles para la MSE que incluya las interacciones entre los factores.

## 5) *Simulaciones*

Las técnicas de simulación son herramientas muy valiosas e incluyen desde análisis retrospectivos hasta la verificación cruzada, ya que cuando se está aprendiendo sobre un método es conveniente predecir los resultados que ya se han producido (Gelman y Hill, 2007). También pueden usarse para observar si parámetros clave como la inclinación de la relación stock-reclutamiento puede ser estimada realmente en los modelos de evaluación de stocks pesqueros (Lee *et al.* 2012).

## 9 Índices de abundancia relativa

### 9.1 Índices de abundancia relativa - norte

El Grupo examinó nueve documentos que describían las series de captura por unidad de esfuerzo (CPUE) para el Atlántico norte. Los índices a continuación se estandarizaron utilizando diversos enfoques analíticos.

La tabla desarrollada por el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock en 2012 para evaluar las series de CPUE presentadas (Anon. 2013) fue completada para cada serie de CPUE por el relator y presentada al Grupo de trabajo. El Grupo revisó entonces los valores y los modificó (**Tabla 12**). Se reconoció que este trabajo es bastante subjetivo y que solo es una indicación de cómo la naturaleza de la serie de CPUE podría ser eficazmente usada en las evaluaciones.

Los índices de abundancia canadienses para el stock de pez espada del Atlántico norte fueron estimados con datos procedentes de la pesquería de palangre pelágico de Canadá (SCRS/2013/059). Se desarrollaron series temporales de captura agregadas por edad estandarizadas y nominales para el peso vivo y el número de peces espada capturados por anzuelo (1963 a 2012). Se facilitan las series nominales específicas del género y la edad del número por anzuelo de peces espada para 1999-2012, mostrando un aumento continuo para las edades es 3+, aunque se observó que las ratios de sexo y edad podrían estar desfasadas. La estandarización implicaba un modelo de efectos mixtos con efectos debidos al cebo, tipo de anzuelo, trimestre, tiburones y túnidos capturados, duración de la marea y área. El índice estandarizado agregado por edad continúa mostrando una tendencia ascendente observada durante los 2000, alcanzando un nuevo pico en 2010.

El Grupo discutió los efectos de los cambios en la estructura de ordenación a lo largo de la historia de la pesquería e indicó que podría ser necesaria una interrupción en la serie en 2002 para tener en cuenta de forma adecuada el cambio de un sistema competitivo a uno de cuota individual transferible (ITQ). El autor se mostró de acuerdo en explorar esto más a fondo.

El Grupo cuestionó también la propensión de las tendencias basadas en el tipo de cebo de desviarse en lugar de seguirse una a otra y los autores acordaron investigar la fuente de las desviaciones.

La CPUE estandarizada para 1968-2011 de la pesquería de palangre de aguas distantes de Taipei Chino en el Atlántico norte se presentó en el SCRS/2013/097. La información sobre el tipo de operación (número de anzuelos por cesta) fue incluida en los modelos, cuando estaba disponible, a partir de 1995. Se utilizaron dos enfoques alternativos (modelos lineales generalizados, GLM y modelos aditivos generalizados, GAM) para estandarizar la CPUE. Los índices de abundancia derivados de los dos enfoques de modelización eran muy similares y bastante robustos ante la inclusión de la configuración del arte, pero algo sensibles a la inclusión de las especies objetivo de túnidos en los modelos como variables explicativas. La CPUE estandarizada del pez espada mostraba una tendencia descendente continua desde 1968 hasta finales de los ochenta, pero repentinamente aumentaba a un nivel mayor durante 1990-1997 y caía abruptamente a finales de los noventa, estabilizándose relativamente desde 1999 con dos picos en 2006 y 2011.

La evaluación del documento de Taipei Chino por parte del Grupo se vio dificultada por el hecho de que el autor no estaba presente para responder a las preguntas o aclarar los temas planteados por el Grupo. Por ejemplo, se planteó la inquietud de que los índices estimados podrían no haberse basado en una cuadrícula de predicción equilibrada equivalente a SAS LSmeans. Si los índices se calcularon en su lugar como las medias anuales de los valores predichos del modelo para cada observación, entonces no estandariza de forma precisa los factores en el modelo. Se observó también que un análisis previo de esta base de datos (Hsu 2012) identificaba cambios sustanciales en la recopilación, selección y niveles de agregación de los datos a lo largo del tiempo, como cambiar desde agregaciones de 5x5 a cuadernos de pesca diarios y con el tipo de lance (superficie o profundidad) consignado en los cuadernos de pesca diarios solo durante el periodo más reciente (después de 2003). Hsu (2012) desarrolló por tanto índices separados para cada uno de los cuatro periodos con el fin de solucionar estas importantes diferencias, y no está claro cómo se han solucionado dichos cambios en el presente análisis. La información sobre la configuración del arte, que podría ayudar a tener en cuenta los cambios en la estrategia pesquera, no estaba disponible antes de 1995. Teniendo en cuenta los importantes cambios en la estrategia pesquera que se sabe que han tenido lugar en esta pesquería y en los datos, y considerando los niveles relativamente pequeños de captura de esta flota en el Atlántico norte, el Grupo no recomendó el uso de este índice para la evaluación de stock.

Se analizaron los datos de captura y esfuerzo de la flota de palangre marroquí dirigida al pez espada y que opera en el océano Atlántico norte durante el periodo 2004 a 2008 utilizando un enfoque de modelización GLM que asumía una distribución de error lognormal (SCRS/2013/099). La estandarización consideraba solo los efectos de año y trimestre. El índice de abundancia de la biomasa relativa presentaba fluctuaciones modestas con una tendencia ligeramente ascendente.

La inclusión de una interacción año\*trimestre como efecto fijo es causa de preocupación, ya que esto puede afectar a la estimación del efecto año (que es una aproximación para la abundancia relativa). El Grupo recomendó que el autor intente modelar la interacción como un efecto aleatorio. El Grupo observó que este índice no se utilizó para los análisis durante la evaluación del stock de 2009 debido a la brevedad de la serie y decidió que ahora podría tener longitud suficiente para su inclusión. No estaba claro si el índice representa o no una cobertura espacial separada, ya que hay una descripción limitada del área de pesca (solo que la flota opera entre las latitudes 20 y 26°N) y podría existir una cantidad considerable de esfuerzo de la flota de palangre española en la misma zona.

El SCRS/2013/104 informaba sobre la CPUE estandarizada del pez espada capturado por la pesquería de palangre pelágico portuguesa en el Atlántico norte durante el periodo 1997-2012. Se utilizaron procedimientos de modelización mixta lineal generalizada (GLMM) para estandarizar los datos de captura de pez espada (biomasa) y de esfuerzo nominal (número de anzuelos). Como en análisis anteriores, los principales efectos incluían: año, área, trimestre, una variable de nación-operación que tiene en cuenta las diferencias operativas y en el arte que se cree influyen en la capturabilidad del pez espada, una variable de objetivo (categorías basadas en la proporción de pez espada en la captura en relación con las capturas combinadas de pez espada y tintorera) para tener en cuenta las mareas en las que los tiburones predominaban en la captura o potencialmente eran también objetivo, y términos de interacción para año\*área. Existe una tendencia ascendente general tanto del índice nominal como del estandarizado a lo largo de la serie temporal. Se utilizaron análisis de sensibilidad con fines de prueba utilizando una constante de 1 en lugar de la media del 10% (la variable de respuesta se convierte en CPUE+1), utilizando una categorización diferente de la ratio (percentiles de 10% en lugar de 25%) y eliminando la interacción Año:tipo de arte que solo es marginalmente significativa. En general, los parámetros estimados del modelo eran muy similares al modelo final original.

El Grupo indicó que el enfoque de añadir un valor constante a la captura para incluir las mareas sin éxito (mareas sin pez espada en la captura) en el análisis que asumía una distribución de error lognormal había sido problemático en el pasado (lo que incluye los problemas relacionados con distribuciones de error asimétricas o en pico) y ha sido ya abandonado en los análisis del SCRS en favor de enfoques como el delta-lognormal. El Grupo recomendó que los autores consideren el uso de dichos enfoques alternativos en el futuro.

Se produjo también una discusión considerable sobre la conveniencia de incluir una variable explicativa (en este caso, la variable de especie objetivo de la proporción de pez espada en relación con el pez espada y la tintorera combinados) que se deriva (o se relaciona directamente) de la variable dependiente. La inquietud es que el modelo calculará que los cambios en las tasas de captura están causados por cambios en el nivel de categoría de objetivo cuando, de hecho, los cambios en la abundancia pueden reflejarse en los niveles de captura que, a su vez, cambian la categoría de objetivo, independientemente de cualquier cambio en la estrategia de pesca. Como consecuencia, el modelo de estandarización tendería a ajustar las tasas de captura elevadas hacia abajo y a elevar las tasas de captura bajas, enmascarando las tendencias subyacentes. Se expresó el punto de vista alternativo de que, a falta de información detallada sobre los cambios en la estrategia de pesca (como la configuración del arte o el cebo), la ratio de pez espada en la captura era la mejor forma de discriminar entre el esfuerzo dirigido a diferentes especies. El Grupo no logró llegar a un consenso sobre este punto, indicando que varios grupos del SCRS habían seguido diferentes prácticas y que se recomendaba al Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock que se preguntara sobre la conveniencia de utilizar variables de especie objetivo directamente vinculadas a la variable dependiente.

En el caso del índice de palangre portugués, en respuesta a las inquietudes del Grupo relacionadas con el uso de una ratio de captura (SWO/SWO+BSH), como aproximación para tener en cuenta las especies objetivo de la pesquería, los autores realizaron un nuevo ensayo de sensibilidad incluyendo la supresión de esta variable explicativa. El análisis mostraba que la supresión de la variable de ratio no producía cambios sustanciales en la tendencia general del índice de la serie temporal (**Figura 20**).

El SCRS/2013/105 presentaba las tasas de captura estandarizadas tanto en número como en peso del pez espada para la flota española de palangre de superficie para 1986-2011 en el Atlántico norte. Los factores como el área, trimestre, arte y cebo se utilizaron como factores explicativos en la estandarización, así como una descripción de



la estrategia pesquera/de objetivo calculada de la misma forma que para los índices del palangre portugués (SWO/SWO+BSH). En el SCRS/2013/107 se presentan las tasas de captura estandarizadas en número de peces por edad (edades 1 a 5+) para el periodo 1983-2011. El modelo de estandarización consideraba los mismos factores explicativos que para el índice que cubría todas las edades.

El Grupo indicó que el procedimiento de estandarización para los índices del palangre español utilizaba el mismo enfoque para definir la especie objetivo que el que se utilizó para los índices del palangre portugués. No se presentaron al Grupo nuevos análisis de sensibilidad que examinaran el impacto sobre los resultados si no se consideraba la variable de especie objetivo. Respecto a los índices específicos de la edad presentados, el Grupo observó que parecían existir algunos patrones coherentes con los índices que hacían un seguimiento de las cohortes (algunos picos y/o valles visibles en los índices para edades sucesivas en años sucesivos). El Grupo concluyó que estos índices específicos de la edad podrían considerarse para ser utilizados en los modelos de evaluación de stock.

Se estimaron para 1975-2012 los índices de abundancia específicos de la edad y un índice de la biomasa total del pez espada capturado por palangreros japoneses en el Atlántico norte (SCRS/2013/110). Indicaban un aparente aumento del stock en años recientes. Los palangreros japoneses descartaron/liberaron pez espada en 2000-2006 (liberaciones de peces vivos solo en el último periodo). Sin embargo, cuando esta información se incluyó en el análisis de la CPUE, se observaron caídas inverosímilmente grandes de los índices. Esto indicaría que la información acerca de los descartes y las liberaciones utilizadas en este estudio eran insuficientes para estimar las tendencias de la población.

El Grupo convino en no utilizar los índices de 2000-2005 para el análisis de stock tras la explicación de los autores de que las estimaciones para estos años eran erróneas debido a problemas con los datos de descartes/liberaciones. El Grupo discutió la tendencia descendente constante estimada durante los 90 y se indicó que podría deberse a la estandarización insuficiente del efecto arte, especialmente para las zonas tropicales. En las zonas tropicales, los palangreros japoneses cambiaron su configuración del arte frecuentemente en los 90 debido a la rápida mejora de los materiales de los artes. Se sugirió que los índices del área 5 (zona templada del Atlántico noroccidental) no reflejarían esta gran influencia ya que la configuración del arte no ha cambiado mucho en esa zona; el uso de los índices del área 5 podría permitir también iniciar los índices antes, sin embargo, la serie completa para el área 5 no estaba disponible para revisarla durante la reunión. El Grupo solicitó a los autores que proporcionaran la serie del área 5 completa, iniciándola lo más pronto posible. El Grupo señaló que los patrones en los índices específicos de la edad aparecían generalmente a la vez en todas las edades y sugirió que esto podría ser el resultado de factores de influencia no tenidos en cuenta en la estandarización (cuyos efectos sobrepasan cualquier tendencia de abundancia de las cohortes) y/o de dificultades importantes en la asignación de edades a las capturas utilizadas para los índices. Por lo tanto, se recomendó no utilizar estos índices específicos de la edad.

Dos documentos presentaban el tratamiento de los datos procedentes de la pesquería de palangre pelágico de Estados Unidos. El primer documento (SCRS/2013/114) analiza los datos del Programa de observadores pelágicos y facilita índices en peso y números de peces para 1987-2003 y 2004-2011 con una interrupción para tener en cuenta un cambio en la configuración del arte a nivel de toda la flota en respuesta a los requisitos reglamentarios respecto al uso de anzuelos circulares desde agosto de 2004. Este índice utiliza únicamente mareas dirigidas al pez espada como determina el Programa de observadores, basándose en una configuración del arte detallada independiente de la composición de la captura. Para este índice, la proporción de lances positivos era superior a 0,95 para todos los años, por lo tanto, se excluyeron las mareas con captura cero y solo se utilizó un GLM lognormal con factores significativos de año, región, temporada, tipo de cebo y bastones de luz para la CPUE en número y de año, tipo de cebo y bastones de luz para la CPUE en peso.

El Grupo constató que los peces más jóvenes constituían un componente de las capturas de este índice de palangre estadounidense. Esto podría explicar, en cierta medida, la variabilidad en las tendencias estimadas. El Grupo expresó la potencial importancia de este índice respecto a la prevalencia de los peces más jóvenes a lo largo del tiempo. Sin embargo, se indicó que debe considerarse con cuidado la distribución por tallas que sigue el índice al examinar cómo incorporarlo en los modelos. Durante la reunión de preparación de datos se observó que, debido a la selección de datos de mareas dirigidas al pez espada, la composición por tallas que se aplica a este índice debería ser solo para las mareas dirigidas al pez espada. Los autores sugirieron que podría ser posible unir los índices si puede calcularse y aplicarse una estimación del efecto de los anzuelos circulares. Existen algunos datos que indican que los anzuelos circulares reducen las tasas de captura de pez espada cuando se usa

cebo de calamar, pero que aumentan las tasas de captura cuando se usa caballa como cebo (Foster *et al.*, 2012). Los autores intentarán hacer esta corrección antes de la reunión de evaluación.

El segundo documento (SCRS/2013/116) utiliza datos del sistema de desembarques de los comerciantes que están disponibles para un periodo más largo (1982-2011) pero tiene en cuenta de manera imprecisa los efectos del factor especie objetivo en la CPUE del SWO. Se presentó al Grupo una actualización estricta del índice usado en la evaluación de stock de 2009 que utilizaba una variable categórica, derivada de la fracción de pez espada en relación a la captura total, para indexar el factor especie objetivo. Mostraba algunos valores muy altos en la primera parte de la serie durante un periodo de comunicación incompleta de captura y esfuerzo y un nivel relativamente constante para gran parte del periodo con algunos signos de aumento en los años más recientes. Se propuso un segundo índice que se inició en 1986 debido a la comunicación incompleta previa a 1986 y que utiliza tasas de captura de rabil, atún rojo y patudo como variable categórica para determinar el factor especie objetivo. Este índice mostraba más similitudes con la elevada CPUE nominal en la primera parte de la serie temporal pero divergencias por encima de los bajos valores nominales en los años más recientes.

Los autores no confiaban en que ninguno de los métodos para tener en cuenta el factor especie objetivo fuera adecuado y sugirieron que eran necesarios más análisis o modelización de simulación. Los autores recomendaron en su lugar el uso de los índices basados en los datos de observadores para los modelos de evaluación y el Grupo se mostró de acuerdo.

Los índices que se han considerado adecuados para utilizar en los modelos de evaluación se resumen en la **Tabla 13**. Los índices estimados se muestran en las **Figuras 21** y **22**. Para facilitar la comparación visual de las tendencias anuales, los índices se escalaron a la media de los años de solapamiento.

## 9.2 Índices de abundancia relativa - sur

Se presentaron al Grupo seis documentos que facilitaban índices de CPUE estandarizados. Los índices se estandarizaron utilizando diversos enfoques analíticos. Al igual que en el examen de los índices del Atlántico norte, una tabla desarrollada por el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock en 2012 para evaluar las series de CPUE presentadas (Anon. 2013) fue completada para cada serie de CPUE por el relator y presentada al Grupo de trabajo. El Grupo revisó entonces los valores y los modificó (**Tabla 12**).

El documento SCRS/2013/115 presentaba un índice de CPUE estandarizado para la flota atunera brasileña del Atlántico sudoccidental utilizando datos de captura y esfuerzo pesquero desde 1978 a 2012 que contenían información de 88.423 lances. La serie de CPUE (peces/1000 anzuelos) se estandarizó mediante modelos lineales mixtos generalizados (GLMM) con un enfoque delta lognormal. Los factores utilizados en el modelo fueron trimestre, año, área y estrategia de pesca. La serie de CPUE estandarizada mostraba una oscilación significativa en el tiempo con una tendencia ascendente general desde finales de los 80 hasta 2007, luego un abrupto descenso desde ese año en adelante debido posiblemente a la eliminación de más del 50% de la flota japonesa fletada.

El Grupo reconoció que utilizar la estrategia de flota era una mejora en comparación con el último índice de CPUE que usaba solo una estrategia de objetivo (Hazin *et al.*, 2010) y sobreestimaría la CPUE, aunque este método requeriría alguna validación para obtener una aprobación definitiva. En el nuevo índice se redujo la variabilidad interanual pero aún persistía. Este patrón podría reflejar la composición de la flota tan heterogénea de Brasil en lugar de una tendencia verdadera de la biomasa.

El documento SCRS/2013/109 actualizaba la CPUE del pez espada del Atlántico sur capturado por los palangreros japoneses para el periodo 1990-2012 utilizando un método GLM similar al de los análisis previos de 2009 excepto por el nuevo método de estratificación espacial: GLM-árbol. La CPUE estandarizada descendía bruscamente a principios de los 90, llegando a un nivel históricamente bajo a principios de los 2000 y aumentando posteriormente.

El Grupo discutió los patrones bimodales de la CPUE residual que, de acuerdo con los autores, podrían estar causados por los efectos sin explicar del cambio de especie objetivo y la captura fortuita. Se destacó también que la captura descartada no estaba incluida en el análisis, pero que no era causa de inquietud ya que los niveles de descarte eran mínimos. El Grupo indicó que durante el periodo analizado se habían producido cambios drásticos en las configuraciones de arte y en las zonas de pesca que no habían sido totalmente estandarizados por el modelo utilizado en este estudio. Los científicos japoneses sugirieron que la serie temporal se dividiera en dos series separadas, 1975-1989 y 1990-2012, ya que parecían existir cambios operativos claros.

La CPUE japonesa que se presentó empezaba con un nivel muy alto y descendía rápidamente. Los científicos japoneses informaron al Grupo de que los dos primeros años de la serie temporal podrían no estar bien representados y por ello deberían ser eliminados de la serie. Además, el Grupo fue informado de que otra serie temporal que empezaba en 1975 estaba disponible en la evaluación de stock anterior y debería incluirse. El Grupo solicitó que la serie temporal de CPUE fuera analizada de nuevo teniendo en cuenta esta decisión.

El documento SCRS/2013/098 contenía información sobre las tasas de captura de la flota de Taipei Chino para el pez espada del Atlántico sur. El documento fue presentado por el Presidente del Grupo ya que los autores no habían asistido a la reunión. La serie temporal de CPUE fue estandarizada aplicando dos métodos alternativos, GLM y GAM, a dos conjuntos de datos que cubrían el periodo 1968-2011 (Tarea II) y 1995-2011 (cuadernos de pesca que incluían información sobre la configuración del arte). Los factores significativos eran tiempo, espacio, configuración del arte (es decir, anzuelos por cesta), términos de interacción e impacto de la especie objetivo.

Al igual que en el caso de los análisis del Atlántico norte presentados para la flota de Taipei Chino, el Grupo expresó su inquietud respecto a que las predicciones basadas en las estandarizaciones podrían no haber sido realizadas sobre una cuadrícula de predicción equilibrada equivalente a la de SAS LSmeans. Si los índices fueron calculados como la media de los valores predichos para cada observación, entonces no estandariza de forma precisa el efecto del cambio de zonas de pesca de la flota, lo que es una posible razón de por qué el índice estandarizado muestra una correlación clara con las cuatro estanzas del esfuerzo pesquero espacial. El Grupo indicó también que durante la reunión de preparación de datos de atún blanco de 2012, la serie temporal de CPUE de la flota de Taipei Chino se dividió en 3 periodos (50-86, 87-96 y 97-2011). No está claro por qué los periodos considerados en este estudio son diferentes. Debido a las incoherencias entre las evaluaciones anteriores y la actual, el Grupo decidió no incluir esta serie en los modelos de evaluación de stock. Teniendo en cuenta estas inquietudes, el Grupo decidió incluir los índices de Taipei Chino como análisis de sensibilidad.

El documento SCRS/2013/101 presentaba una actualización de la tasa de captura estandarizada del pez espada capturado por la flota de palangre uruguayo en el Atlántico sudoccidental entre 1982 y 2012. Como se sugirió e hizo durante la evaluación de stock de pez espada anterior, la serie de CPUE se separó en dos periodos debido a un cambio en la especie objetivo en 1992. El índice estandarizado para el primer periodo mostraba un descenso en la CPUE en los primeros cuatro años y luego un aumento con una tendencia relativamente estabilizada hasta 1992. Para el segundo periodo, se observó un marcado descenso en el índice de CPUE desde 1993 hasta 2012.

El Grupo descubrió que la serie temporal podría haberse visto afectada por los cambios en la dinámica de la flota que se produjeron después de 2010 debidos a conflictos laborales y a cambios en la demanda del mercado que produjeron una brusca reducción del esfuerzo pesquero. Tras algunas discusiones, el Grupo decidió no incluir los años 2010 a 2011 y solicitó a los autores que estimaran una nueva serie de CPUE sin estos dos años. El Grupo manifestó su inquietud respecto a que la tendencia de la CPUE uruguayo entraba en conflicto con las demás CPUE del Atlántico sur. El Grupo sugirió que los autores exploraran la evolución de la ratio SWO/captura total como forma de tener en cuenta los cambios en la especie objetivo, y que produjeran la media de cuadrados mínimos por área para explorar más en profundidad el efecto de área en el modelo.

El documento SCRS/2013/106 y SCRS/2013/108 proporcionaban las tasas de captura estandarizadas de la flota de palangre española en número y peso para pez espada del Atlántico sur como especie objetivo utilizando un GLM para un periodo de 23 años (1989-2011). El SCRS/2013/106 comunicaba las tasas de captura estandarizadas tanto en peso como en número de peces para la flota de palangre de superficie española en el Atlántico sur. La serie estandarizada presentaba una tendencia plana para este periodo. El SCRS/2013/108 comunicaba las tasas de captura estandarizadas en número de peces por edad de la flota de palangre de superficie española en el Atlántico sur para las edades entre 1 y 5+, asumiendo el modelo de crecimiento de sexos combinados de Gompertz del pez espada del Atlántico norte para determinar la edad de los datos de talla por marea. Las series estandarizadas presentaban tendencias bastante estables a lo largo del tiempo. El Grupo decidió incluir esta serie en el proceso de evaluación de stock.

Los índices se presentan en la **Figura 23**. Para facilitar la comparación visual de las tendencias anuales, los índices se escalan a la media de los años de solapamiento. Tras examinar las diferentes series temporales, el Grupo planteó algunas cuestiones.

## 10 Puntos de referencia límite - identificación y evaluación

El Grupo examinó el trabajo que se está llevando a cabo en otras OROP de túnidos desarrollando puntos de referencia límite (LRP). La IOTC está empezando a evaluar puntos de referencia utilizando la MSE con *feedback*, inicialmente ha definido puntos de referencia provisionales que posteriormente serán evaluados (y modificados según proceda) utilizando la MSE. La WCPFC también ha evaluado puntos de referencia utilizando la MSE (basándose en Multifan-CL sin *feedback*) y ha recomendado el uso de un enfoque de tres niveles, es decir:

- $F_{RMS}$  y  $B_{RMS}$  pero solo cuando existen estimaciones precisas y fiables de la inclinación.
- $F_{SPR}$  y  $20\%SSB_0$  cuando la inclinación es incierta pero  $M$ , la madurez y la selectividad son bien conocidas.
- $20\%SSB_0$  (sin punto de referencia basado en  $F$ ) cuando las principales variables pesqueras y biológicas clave son inciertas.

En el caso de la CCSBT, se ha utilizado la MSE para desarrollar un procedimiento de ordenación completo más que solo puntos de referencia. El procedimiento de ordenación es la combinación de datos predefinidos junto con un algoritmo (que puede combinar una evaluación de stock, la estimación de puntos de referencia y una norma de control de la captura) al que se introducen dichos datos para obtener un valor para un TAC o una medida de control del esfuerzo.

La IATTC no está utilizando la MSE y está considerando el uso del enfoque provisional de la IOTC para definir puntos de referencia límite basados en porcentajes de  $B_{RMS}$  y  $F_{RMS}$ .

En ICCAT, se está utilizando la MSE para desarrollar un LRP para el atún blanco del Atlántico norte (SCRS/2013/33, 34 y 35) y en el marco del GBYP, se está considerando una MSE para desarrollar un marco de ordenación para el atún rojo.

Para el pez espada, se propone definir en primer lugar un punto de referencia provisional como múltiples valores relativos a  $B_0$  múltiple, por ejemplo, el 20% de  $B_0$  como propone la WCPFC o  $B_0$  por  $M$  (Kell *et al.*, 2012) y luego evaluarlo utilizando la MSE (por ejemplo, SCRS/2011/195). Esto requiere la consideración total de las fuentes de incertidumbre que afectan a la percepción del estado del stock. Una forma de hacerlo sería utilizar una cuadrícula (por ejemplo, CCSBT y SPC) en la que los factores correspondan a las fuentes de incertidumbre y los niveles reflejen las hipótesis alternativas.

Un posible problema es si los escenarios considerados en la evaluación de stock y en la MSE difieren, es decir, un punto de referencia que parece ser robusto basándose solo en la evaluación del stock podría demostrar posteriormente que tiene propiedades no deseables.

Por lo tanto, se propone especificar en primer lugar un caso base y posteriormente factores con niveles que representen las principales incertidumbres. En el Grupo de evaluación de stock, pueden evaluarse los principales efectos variando un factor cada vez. Con suerte, esto permitirá a la evaluación de stock limitar las incertidumbres principales y actuar como un simple experimento de filtrado, es decir, determinar los factores que tienen más influencia en la percepción de la dinámica del stock. Basándose en la identificación de los factores más importantes, podría desarrollarse un experimento diseñado con varios niveles para la MSE que incluya las interacciones entre los factores. Este enfoque será considerado por el Grupo de especies de atún blanco este año.

## 11 Recomendaciones

**Participación en la reunión de preparación de datos/métodos:** De las CPC que pescan pez espada del Atlántico norte y sur, relativamente pocas enviaron participantes a la reunión. En consecuencia, el Grupo no contó con la ventaja completa de la experiencia y percepción de los expertos que podrían haber asistido. La Comisión debe reafirmar su obligación y compromiso [Rec. 11-17] a respaldar al SCRS en este sentido, con el fin de garantizar los mejores productos científicos posibles.

**Envío oportuno de los datos de Tarea I y Tarea II:** Considerando que una gran cantidad de datos (incluidas revisiones de muchos años de información histórica de talla) fue recibida después del plazo y teniendo en cuenta el tiempo que la Secretaría requiere para incorporar, validar y compilar los datos con el fin de generar los conjuntos de datos solicitados, el Grupo reitera firmemente la necesidad de respetar los plazos y de facilitar los datos en los formatos estándar de ICCAT. Esta recomendación es especialmente importante ya que el SCRS está empezando a incorporar métodos más complejos que los utilizados normalmente y para los que se requieren más datos.

**Relaciones talla-peso:** El Grupo reconoció que las relaciones talla-peso recientemente adoptadas para el pez espada requieren una validación con nueva información de campo. Se ruega a los científicos nacionales que recopilen y presenten datos de los valores observados de talla (LJFL) y peso vivo a la Secretaría para facilitar esta tarea.

**Incertidumbre y puntos de referencia límite:** El desarrollo de LRP requiere la consideración de la incertidumbre, lo que incluye la debida a los datos utilizados en los modelos de evaluación de stock, por ejemplo, en las series de CPUE, en las mediciones de tallas y en los procedimientos de extrapolación implicados en la creación de la captura por talla y la captura por edad del stock. Por ejemplo, en el VPA, se asume que la CAS y la CAA derivadas de ellos se conocen sin error. En los modelos estadísticos de captura por talla y captura por edad como el SS, SAM, ISCAM y Multifan-CL, el error en estos datos es implícito. Por el contrario, los métodos basados en la biomasa como ASPIC y BSP no requieren datos de CAS o CAA. Se recomienda que los requisitos en cuanto a datos para los diferentes métodos utilizados por el Grupo sean evaluados mediante simulación, es decir, cómo la incertidumbre está relacionada con el riesgo de superar los puntos de referencia límite o de no alcanzar el RMS.

**BSP2:** El Grupo expresó un considerable interés en utilizar el enfoque de modelización BSP2. Sin embargo, se reconoció que contar con la disponibilidad de un experto para ayudar a dirigir el trabajo facilitaría enormemente el proceso. Por tanto se recomienda que la Secretaría designe a un experto para ayudar al Grupo en el trabajo de modelización usando BSP2.

**Factor especie objetivo:** Considerando que la especie objetivo es un componente importante que influye en las evaluaciones del estado del stock, y que las prácticas aceptadas para identificar el factor especie objetivo han variado dentro del SCRS, el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación debería evaluar la conveniencia de incorporar factores explicativos en los modelos de estandarización de la CPUE que se derivan utilizando la variable dependiente (por ejemplo, la proporción de pez espada en la captura para identificar las mareas dirigidas al pez espada). Tal y como recomendó en 2009 el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación, dicha evaluación debería llevarse a cabo utilizando datos simulados.

**Compartir los resultados provisionales:** Para ayudar a desarrollar ensayos preliminares de evaluación de stock entre las reuniones de preparación de datos y de evaluación de stocks, se recomienda utilizar herramientas electrónicas para la colaboración intersesiones. Esto permitirá a los miembros del Grupo comparar los diferentes ensayos y formulaciones del modelo de evaluación antes de la sesión de evaluación. Están disponibles diversas herramientas, por ejemplo, SharePoint y los sistemas de control de versión como Git o SVN y el clúster en la nube establecido por la Secretaría. Los científicos nacionales que dirigen el desarrollo de los tres principales enfoques de modelización deben mantener informados a los miembros del Grupo del trabajo que están llevando a cabo.

## 12 Otros asuntos

En preparación para la reunión de evaluación de stock de septiembre de 2013, el Grupo consideró que deberían llevarse a cabo las siguientes tareas:

### **BSP2**

Pueden llevarse a cabo los ensayos del modelo BSP2 para la evaluación de stock de 2013 de los stocks de pez espada del Atlántico norte y sur. Para facilitar que estos ensayos se lleven a cabo, se propone realizar las siguientes acciones antes de la reunión de evaluación de stock de 2013 que se celebrará en septiembre:

- 1) En la reunión de preparación de datos se recomendó que la distribución previa para la tasa máxima de incremento ( $r$ ) para el pez espada del Atlántico fuera reformulada utilizando la información más reciente procedente de la revisión por pares.
  1. Las medias y CV para los parámetros de crecimiento de von Bertalanffy,  $K$ ,  $L_{inf}$ ,  $t_0$ ,
  2. Las medias y CV para la tasa de mortalidad natural ( $M$ ) por edad para los animales reclutados (por ejemplo, un valor constante de  $M$  para los animales reclutados o un calendario de Lorenzen para  $M$  por edad),
  3. La media y CV para los parámetros de conversión talla-peso ( $a,b$ ) (junto con las unidades),
  4. Las medias y CV para los parámetros para la fracción madura por edad (por ejemplo, para la función logística),
  5. Una media de la distribución previa y el CV para el parámetro de inclinación de Beverton-Holt que podría ser aplicable para el pez espada del Atlántico norte y sur.

Estos valores deberían utilizarse de forma coherente entre los tres enfoques de modelización. Por esta razón, se solicita que las estimaciones de estos parámetros se faciliten lo antes posible para los stocks del Atlántico norte y sur a los científicos participantes con el fin de que puedan ejecutar sus programas para calcular una distribución previa actualizada para  $r$ , que debería prepararse como documento aparte. Si solo están disponibles las estimaciones puntuales para estos parámetros, se propone que se considere para ellos los CV de incertidumbre por defecto. Estos serían CV del 10% para los parámetros de crecimiento, del 20% para los parámetros de edad de madurez, 10% para los parámetros talla-peso, 25% para las tasas de mortalidad natural y 20% para la inclinación. Se recomienda usar los mismos valores de la lista anterior en los tres enfoques de modelización adoptados por el Grupo de trabajo. Los encargados de la modelización deberían comunicarse entre sí para garantizar un enfoque coherente (véase la **Tabla 1**).

- 2) Se recomienda recopilar las estimaciones de la biomasa total de captura para ambos stocks remontándose hasta el año 1950, si es posible para los stocks del Atlántico norte y sur. Se solicita que se faciliten también para los ensayos de BSP2 las series de biomasa de captura (si es diferente a estas) que deben aplicarse en los ensayos de ASPIC. Se recomienda que una persona de la Secretaría ayude a facilitar la serie temporal recopilada de biomasa de captura.
- 3) Se recomienda que los índices de abundancia estandarizados de captura por unidad de esfuerzo (CPUE) que se han aprobado para su aplicación en las evaluaciones de los stocks de pez espada del Atlántico norte y sur se faciliten por separado por serie temporal de cada índice con el error estándar GLM o el CV (se ruega indicar cuál) por año para cada estimación de índice de abundancia en cada serie temporal de CPUE estandarizada. Se recomienda también que cuando se haya acordado que una serie temporal estandarizada debe interrumpirse debido por ejemplo a un cambio importante en la ordenación (por ejemplo, la implementación de la ITQ) o a un cambio en el arte (por ejemplo, el cambio de anzuelos en  $J$  a anzuelos circulares), se indiquen los años en los que se produce la interrupción para cada serie temporal con el fin de poder implementarlos en el modelo BSP2. Se recomienda también facilitar, con cada serie temporal del índice de abundancia, la evaluación que hace el Grupo de especies de pez espada del Atlántico de la fiabilidad relativa del índice de abundancia como índice para hacer un seguimiento de las tendencias en la abundancia del stock. Asimismo, se recomienda que la serie temporal del índice de abundancia que va a introducirse en ASPIC sea facilitada para introducirla en un ensayo del modelo BSP2 que servirá como ensayo de comparación con ASPIC.

### ***Stock Synthesis***

Se realizó una presentación al Grupo en la que se proponía la configuración básica del modelo SS. Incluía una configuración propuesta para la estructura de la flota, emparejando las flotas de la pesquería con las series temporales de CPUE disponibles e indicando cómo se compartirían entre las flotas las selectividades de las flotas propuestas. La configuración propuesta era un área, una temporada, ocho flotas (siete de palangre y una "otros superficie"). A menos que la futura exploración de los datos y el modelo sugieran lo contrario, la recomendación del Grupo es que este sea el nivel de agregación para el modelo inicial. Se recomienda que la Secretaría ponga las entradas con este nivel de agregación a disposición de los responsables de la modelización.

Dichos datos incluirán un campo para un lapso temporal trimestral en el caso de que el tiempo permita la exploración de dicha configuración del modelo. En esta etapa, parece probable que la solicitud de datos incluya los siguientes campos para los desembarques y descartes: especie, stock, nombre del pabellón, SS\_flota, temporada, arte, retenido/descartado/ambos, norte/sur del Trópico de Cáncer. La solicitud de datos de talla incluirá probablemente los siguientes campos: especie, stock, año, temporada, SS\_flota, género,

retenido/descartado/ambos, e intervalo de talla en incrementos de 5 cm, norte/sur del Trópico de Cáncer. Si están disponibles muestras de peso medio de cualquiera de las flotas, se solicitarán también. Si están disponibles observaciones directas de talla por edad de cualquiera de las zonas, podría resultar muy útil. Hay varios científicos de pez espada con experiencia biológica particular que podrían ayudar en este asunto.

La presentación proporcionó también algunas evidencias preliminares para la hipótesis de que el aumento de la CPUE canadiense y el descenso en la CPUE más austral (tal y como fue presentado por Estados Unidos) podría deberse a un desplazamiento hacia los polos y/o a una expansión del stock. El responsable del SS desearía saber si el Grupo desea continuar esta hipótesis a través del modelo SS. Si es así, tal vez solicitará la colaboración del delegado de Canadá para que proporcione datos de CPUE con el fin de obtener los datos medioambientales adecuados en la correcta escala espacial para respaldar la verificación de la hipótesis. Estos datos podrían ser probablemente datos de la SST específicos del área procedentes de boyas o satélites.

Sería beneficioso contar con un calendario de las reglamentaciones de ordenación de cada una de las flotas. Tal vez los representantes de las flotas o la Secretaría de ICCAT podrían ayudar en este sentido.

### ***ASPIC***

El Grupo recomendó actualizar el índice combinado de biomasa para ejecutar el escenario de continuidad de la evaluación de stock de 2009. El Presidente coordinará con el grupo científico y reiterará las condiciones y las metodologías para usar los datos facilitados por las CPC. Se solicita que el índice esté disponible antes de la reunión de evaluación de stock.

Los ensayos del modelo de producción deberían comparar los resultados utilizando el software disponible para la evaluación de stock de 2009 (ASPIC) con una versión actualizada del software recientemente desarrollada (R-versión ASPIC, Ref. L. Kell). El Grupo recomienda también evaluar la selección del parámetro forma de la función de producción excedente realizando análisis de sensibilidad con alternativas diferentes. Los datos de entrada de captura para los modelos de producción excedente serán los mismos que para los demás modelos de evaluación, así como los parámetros biológicos generales requeridos como entrada.

### **13 Adopción del informe y clausura**

El Grupo dio las gracias al Dr. Neilson por el excelente trabajo realizado en la preparación de la reunión y durante la misma. El Grupo también alabó el trabajo llevado a cabo por la Secretaría. El informe fue revisado y adoptado y la reunión clausurada.

## Referencias

- Amorim, A., C. Arfeli, A. Gonzalez Garces, and J. C. Rey. 1979. Estudio comparativo sobre la biología y pesca del pez espada, *Xiphias gladius* L. (1758) obtenidos por las flotas española y brasileña. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 8(2): 496-503.
- Anon. 1989. Report of the Second ICCAT Swordfish Workshop. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 29:71-162.
- Arocha, F., and D. W. Lee. 1996. Maturity at size, reproductive seasonality, spawning frequency, fecundity and sex ratio in swordfish from the Northwest Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45(2): 350-357.
- Arocha, F., and D. W. Lee. 1996. Maturity at size, reproductive seasonality, spawning frequency, fecundity and sex ratio in swordfish from the Northwest Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45(2): 350-357.
- Arocha, F., C. Moreno, L. Beerkircher, D. W. Lee and L. Marcano. 2003. Update on the growth estimates for the swordfish, *Xiphias gladius*, in the Northwestern Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(4): 1416-1429.
- Hazin *et al.* 2001 ?
- Hazin F.H.V., H.G. Hazin, C.E. Boeckmann, and P. Travassos. 2001. La reproduction de l'espardon (*Xiphias gladius*) dans l'Atlantique sud-ouest équatorial: La ponte et la fécondité. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52(4): 1233-1240.
- Hazin F.H.V.; H.G. Hazin; C.R. Zagaglia; P. Travassos; F.G. Moacir Júnior
- Hazin, F. H. V., H. G. Hazin, C. E. Boeckmann, and P. Travassos. 2002. Preliminary study on the reproductive biology of swordfish, *Xiphias gladius* (Linnaeus 1758), in the southwestern equatorial Atlantic ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 54(5): 1560-1569.
- Hobbs, N. Thompson, and Ray Hilborn. "Alternatives to statistical hypothesis testing in ecology: a guide to self teaching." *Ecological Applications* 16.1 (2006): 5-19.
- Kell L., Mosqueira, I., De Bruyn P. and Magnusson A. 2012. "An evaluation of limit and target reference points as part of a harvest control rule: an Atlantic swordfish example". Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68 (4):1630-1644.
- Lee, H-H., Maunder, M.N., Piner, K.R., and Methot, R.D. (in press) Fisheries Research. Simulation analysis to test the estimation of the stock-recruitment steepness using the SS bootstrap procedure.2
- Mejuto, J., S. Iglesias, J. C. Rey, E. Alot, and B. Garcia. 1988. Relaciones talla-peso del pez espada, (*Xiphias gladius* L) en las areas BIL-94 y BIL-95, por estratos espacio temporales. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 27:214-221.
- Mejuto and Garcia-Cortes (2007)
- Rey Gonzales-Garces 1978
- Rey, J.C., A. González Garcés. 1979. Nuevos datos sobre la pesquería española de pez espada, *Xiphias gladius*, biología y morfometría. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 8:2, 504-509.
- Turner. 1987. Length to weight and weight to length conversions for swordfish in the western north Atlantic and Gulf of Mexico. Document No. 86/11 presented at the 1986 NMFS/SEFC swordfish assessment workshop.



## TABLEAUX

**Tableau 1.** Résumé des relations actuelles longueur-poids, poids-poids et âge-longueur de l'espadon de l'Atlantique.

**Tableau 2.** Coefficients de conversion pour l'espadon de l'Atlantique proposés par le Secrétariat (2013).

**Tableau 3.** Prises estimées (t) d'espadon de l'Atlantique (*Xiphias gladius*) par stock, engin et pavillon.

**Tableau 4.** Séries de capture de Tâche I de la reclassification de UE-Portugal (flottille continentale) de « SURF » non classifié en « LLsurf », de 1994 à 2011. Toute la série de captures LLHB (SWO-N et SWO-S) a été pareillement reclassée en « LL-surf ».

**Tableau 5.** Rejets d'espadons vivants déclarés dans la Tâche I (quantités non incluses dans les prises nominales de Tâche I).

**Tableau 6.** Détails des données de taille de Tâche II (nouvelles et actualisées) reçues par le Secrétariat de l'ICCAT après le 25 mai 2013 pour la réunion de préparation des données sur l'espadon. Le tableau détaille le type et la source des données incorporées (les valeurs représentent le nombre de registres modifiés, soit un total de 219.195).

**Tableau 7.** Catalogue des statistiques disponibles sur le SWO-N par pêcherie (combinaison pavillon/engin, classement par ordre d'importance décroissant) et année, de 1980 à 2011. Seules les 30 pêcheries les plus importantes (représentant 99% de la prise de Tâche I) sont présentées. Pour chaque série de données de la Tâche I (DSet= « t1 », en tonnes), le schéma de disponibilité correspondant de la Tâche II (DSet= « t2 ») est représenté. Le schéma de couleurs de Tâche II, combiné à une concaténation de caractères (« a »= T2CE existe; « b »= T2SZ existe; « c »= CAS existe), représente la disponibilité des données de Tâche II (dans la base de données de l'ICCAT). Le schéma de couleurs va du rouge (« -1 » = aucune donnée de Tâche II disponible) au vert foncé (« abc »= tous les jeux de données de Tâche II sont disponibles).

**Tableau 8.** Catalogue des statistiques disponibles sur le SWO-S par pêcherie (combinaison pavillon/engin, classement par ordre d'importance décroissant) et année, de 1980 à 2011. Seules les 20 plus importantes pêcheries (représentant 99% de la prise de Tâche I) sont présentées. Pour chaque série de données de la Tâche I (DSet= « t1 », en tonnes), le schéma de disponibilité correspondant de la Tâche II (DSet= « t2 ») est représenté. Le schéma de couleurs de Tâche II, combiné à une concaténation de caractères (« a »= T2CE existe ; « b »= T2SZ existe; « c »= CAS existe), représente la disponibilité des données de Tâche II (dans la base de données de l'ICCAT). Le schéma de couleurs va du rouge (« -1 » = aucune donnée de Tâche II disponible) au vert foncé (« abc »= tous les jeux de données de Tâche II sont disponibles).

**Tableau 9.** Matrice de prise par taille de SWO-N par année et classes de longueur de 5 cm (les première et dernière classes sont les groupes plus).

**Tableau 10.** Matrice de prise par taille de SWO-S par année et classes de longueur de 5 cm (les première et dernière classes sont les groupes plus).

**Tableau 11.** Information sur le marquage conventionnel de l'espadon (nombre de spécimens remis à l'eau et récupérés) disponible à l'ICCAT.

**Tableau 12.** Tableau récapitulatif contenant une évaluation des indices basée sur les critères standard définis par le Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation des stocks.

**Tableau 13.** Indices de CPUE du stock de l'Atlantique Nord en biomasse considérés appropriés aux fins de leur utilisation dans les modèles d'évaluation.

## TABLAS

**Tabla 1.** Resumen de las actuales relaciones talla-peso, peso-peso y edad por talla para el pez espada del Atlántico.

**Tabla 2.** Factores de conversión del pez espada del Atlántico propuestos por la Secretaría (2013).

**Tabla 3.** Capturas estimadas (t) de pez espada del Atlántico (*Xiphias gladius*) por stock, arte y pabellón.

**Tabla 4.** Serie de captura de Tarea I de la reclasificación de UE-Portugal (flota continental) de "SURF" sin clasificar a "LLsurf" desde 1994 a 2011. Toda la serie de capturas de LLHB (SWO-N y SWO-S) fue igualmente reclasificada a "LL-surf".

**Tabla 5.** Descartes vivos de pez espada declarados en la Tarea I (cantidades no incluidas en las capturas nominales de Tarea I).

**Tabla 6.** Detalles (nuevos y actualizados) de los datos de talla de Tarea II recibidos por la Secretaría de ICCAT después del 25 de mayo de 2013 para la reunión de preparación de datos de pez espada. La tabla detalla el tipo y fuente de los datos incorporados (los valores representan el número de registros modificados, un total de 219.195).

**Tabla 7.** Catálogo de estadísticas de SWO-N disponible por pesquería (combinación pabellón/arte, clasificado en orden descendente de importancia) y año, desde 1980 a 2011. Solo se muestran las 30 pesquerías más importantes (que representan el 99% de los datos de captura de Tarea I) En cada serie de datos de Tarea I (DSet= "t1", en t) se indica el esquema equivalente de disponibilidad de Tarea II (DSet= "t2"). El esquema de colores de Tarea II, combinado con una concatenación de caracteres ("a"= T2CE existe; "b"= T2SZ existe; "c"= CAS existe) representa la disponibilidad de datos de Tarea II (en las bases de datos de ICCAT). El patrón del esquema de colores empieza con el rojo ("1" = Tarea II no disponible) y finaliza con verde oscuro ("abc"= todos los conjuntos de datos de Tarea II disponibles).

**Tabla 8.** Catálogo de estadísticas de SWO-S disponible por pesquería (combinación pabellón/arte, clasificado en orden descendente de importancia) y año, desde 1980 a 2011. Solo se muestran las 20 pesquerías más importantes (que representan el 99% de los datos de captura de Tarea I) En cada serie de datos de Tarea I (DSet= "t1", en t) se indica el esquema equivalente de disponibilidad de Tarea II (DSet= "t2"). El esquema de colores de Tarea II, combinado con una concatenación de caracteres ("a"= T2CE existe; "b"= T2SZ existe; "c"= CAS existe) representa la disponibilidad de datos de Tarea II (en las bases de datos de ICCAT). El patrón del esquema de colores empieza con el rojo ("1" = Tarea II no disponible) y finaliza con verde oscuro ("abc"= todos los conjuntos de datos de Tarea II disponibles).

**Tabla 9.** Matriz de captura por edad de SWO-N por año y clases de talla de 5 cm (primera y última clase del histograma son grupos plus).

**Tabla 10.** Matriz de captura por edad de SWO-S por año y clases de talla de 5 cm (primera y última clase del histograma son grupos plus).

**Tabla 11.** Información sobre marcado convencional de SWO (número de peces marcados y recuperados) disponible en ICCAT.

**Tabla 12.** Tabla resumen con una evaluación de los índices basada en criterios estándar definidos por el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock.

**Tabla 13.** Índices de CPUE del stock del Atlántico norte en biomasa considerados adecuados para su uso en los modelos de evaluación.

## FIGURES

**Figure 1.** Relations taille-poids pour l'espadon de l'Atlantique actuellement utilisées par le SCRS (avant la réunion de préparation des données de 2013). Atlantique Nord-Ouest (NW-ATL), Atlantique central (CN-ATL), Atlantique Nord-Est (NE-ATL), Atlantique Sud-Ouest (SW-ATL, SW-ATL2) (Amorin et al et Hazin et al), et Atlantique Sud-Est (SE-ATL).

**Figure 2.** Relations longueur-poids proposées pour le stock d'espadon de l'Atlantique Nord et Sud par rapport à celles adoptées par le Groupe et illustrées à la **Figure 1**.

**Figure 3.** Prise totale (Tâche I) et total des prises admissibles d'espadon de l'Atlantique par stock (1950 - 2011).

**Figure 4.** Prise d'espadon de l'Atlantique Nord par pavillons principaux (1950 - 2011).

**Figure 5.** Prise d'espadon de l'Atlantique Sud par pavillons principaux (1950 - 2011).

**Figure 6.** Distribution géographique d'espadon de l'Atlantique (1950-2011) par principaux engins et décennies.

**Figure 7.** Nombre total de mensurations de tailles de l'espadon déclaré par stock depuis 1970.

**Figure 8.** Distribution du nombre d'échantillons de taille de l'espadon déclaré par CPC de pavillon et type d'engin pour chaque stock (panneau supérieur : stock de l'Atlantique Nord ; panneau inférieur : stock de l'Atlantique ouest). Type d'engin : LL: palangre ; SUR: engins de surface (harpon, lignes à main, canne et moulinet, sportif et chalut) ; GLN: filets maillants ; OTH: autres (canneurs, chaluts pélagiques et inconnu).

**Figure 9.** Distribution spatiale annuelle de 5°x5° d'échantillons de tailles d'espadon à partir de 1971 (panneau supérieur gauche) jusqu'en 2011 (augmentation de l'année par rangée). La taille du marqueur est proportionnelle à la taille moyenne de l'échantillon de taille, l'intensité de la couleur du marqueur est proportionnelle au nombre d'échantillons de poissons par année.

**Figure 10.** Distribution de la fréquence des tailles (LJFL en cm) de l'espadon par stock.

**Figure 11.** Distribution de la densité des tailles (LJFL en cm) de l'espadon par stock et par engin (LL : palangre ; SUR: engins de surface ; GLN: filets maillants ; OTH : autres).

**Figure 12.** Distribution annuelle des tailles (LJFL en cm) de l'espadon de l'Atlantique par stock. Les lignes continues représentent les tendances plus lisses des données.

**Figure 13.** Distributions de la fréquence des tailles de l'espadon par stock et trimestre.

**Figure 14.** Distributions de la fréquence des poids de l'espadon des pêcheries palangrières des États-Unis pour l'espadon de l'Atlantique. La ligne continue dans le diagramme en boîte à moustaches montre la tendance lisse des données.

**Figure 15.** Poids moyens globaux de l'espadon (SWO-N : panneau supérieur ; SWO-S : panneau inférieur) et par année obtenus d'après la CAS.

**Figure 16.** Poids moyens de l'espadon par pavillon principal (SWO-N : panneau supérieur ; SWO-S : panneau inférieur) et par année obtenus d'après la CAS.

**Figure 17.** SWO-N CAS: poids cumulatif (t, équivalent à prise de la Tâche-I) de la « CAS (ajustée) » (CAS déclarée avec de possibles ajustements), « T2SZ (extrapolé) » (échantillons de fréquences de tailles extrapolés à la Tâche I), et substitutions réalisées (en utilisant la CAS ou T2SZ). Le ratio des substitutions réalisées est également décrit. (Source : tableaux de substitution de la CAS utilisés pour créer des matrices de CAS pendant les réunions sur l'espadon de 2006, 2009 et actuellement).

**Figure 18.** SWO-S CAS : CAS: poids cumulatif (t, équivalent à prise de la Tâche-I) de la « CAS (ajustée) » (CAS déclarée avec de possibles ajustements), « T2SZ (extrapolé) » (échantillons de fréquences de tailles extrapolés à la Tâche I), et substitutions réalisées (en utilisant la CAS ou T2SZ). Le ratio des substitutions réalisées est également décrit. (Source : tableaux de substitution de la CAS utilisés pour créer des matrices de CAS pendant les réunions sur l'espadon de 2006, 2009 et actuellement).

**Figure 19.** Cartes de marquage conventionnel de l'espadon (1)-Densité des remises à l'eau ; b)-Densité des récupérations ; c)- Déplacement en ligne droite entre les lieux de remise à l'eau et de récupération.

**Figure 20.** Sensibilités des paramètres estimés du modèle pour l'indice de biomasse de CPUE standardisée pour la pêcherie palangrière portugaise opérant dans l'Atlantique Nord, à certaines spécifications du modèle. 1) Valeur constante ajoutée à la CPUE, utilisant 1 au lieu de 10% de la moyenne (ligne rouge) ; 2) facteur de ratio, catégorisant par centiles de 10% au lieu de 25% (ligne bleue) ; 3) suppression de l'interaction année/type d'engin et l'effet simple correspondant du type d'engin (ligne rose) ; 4) suppression du facteur de ratio (ligne verte).

**Figure 21.** Indices de CPUE du stock de l'Atlantique Nord en biomasse considérés appropriés aux fins de leur utilisation dans les modèles d'évaluation.

**Figure 22.** Índices de CPUE del stock de l'Atlantique Nord en nombre considérés appropriés aux fins de leur utilisation dans les modèles d'évaluation. Canada 1 et Canada 2 correspondent aux indices de début et de fin de période ; US1 et US2 correspondent au début et à la fin de la période de la palangre des États-Unis.

**Figure 23.** Séries normalisées des séries de CPUE standardisées pour l'espadon de l'Atlantique Sud en biomasse (gauche) et en nombre de poissons. Les séries incluses sont celles que le Groupe a recommandées (consulter le texte pour obtenir de plus amples détails).

## FIGURAS

**Figura 1.** Relaciones talla-peso para el pez espada del Atlántico empleadas actualmente por el SCRS (antes de la reunión de preparación de datos de 2013). Atlántico noroccidental (NW-ATL), Atlántico central (CN\_ATL), Atlántico nororiental (NE-ATL), Atlántico sudoccidental (SW-ATL, SW-ATL2) (Amorin *et al.* y Hazin *et al.*) y Atlántico sudoriental (SE-ATL).

**Figura 2.** Relación talla-peso propuesta para las unidades de stock del Atlántico norte y sur comparada con las adoptadas por el Grupo que se muestran en la **Figura 1**.

**Figura 3.** Captura total (Tarea I) y totales admisibles de captura del pez espada del Atlántico por stock (1950-2011).

**Figura 4.** Captura de pez espada del Atlántico norte por pabellones principales (1950-2011).

**Figura 5.** Captura de pez espada del Atlántico sur por pabellones principales (1950-2011).

**Figura 6.** Distribución geográfica de pez espada del Atlántico (1950-2011) por artes principales y décadas.

**Figura 7.** Número total de mediciones de talla de pez espada comunicado por stock desde 1970.

**Figura 8.** Distribuciones de números de muestras de talla de pez espada declaradas por las CPC del pabellón y tipo de arte para cada stock (arriba: stock del Atlántico norte; abajo: stock del Atlántico sur). Tipo de arte LL: palangre; SUR: artes de superficie (arpón, líneas de mano, caña y carrete, deportivo y arrastre); GLN: redes de enmalle; OTH: otros (cebo vivo, arrastre epipelágico y desconocido).

**Figura 9.** Distribución espacial anual de 5x5 grados de las muestras de talla de pez espada desde 1971 (arriba a la izquierda) hasta 2011 (aumenta año por fila). El tamaño del marcador es proporcional al tamaño medio de la muestra de talla y la intensidad del color del marcador es proporcional al número de muestras de peces por año.

**Figura 10.** Distribución de frecuencias de talla (LJFL en cm) del pez espada por stock.

**Figura 11.** Distribución de densidad de tallas (LJFL en cm) del pez espada por stock y arte (LL: palangre; SUR: artes de superficie; GLN: redes de enmalle; OTH: otros).

**Figura 12.** Distribución de tallas anual (LJFL en cm) del pez espada del Atlántico por stock. Las líneas continuas representan tendencias más lisas de los datos.

**Figura 13.** Distribuciones de frecuencias de talla de pez espada por stock y trimestre civil.

**Figura 14.** Distribuciones de frecuencias de peso para el pez espada de las pesquerías de palangre estadounidense para el pez espada del Atlántico. La línea continua muestra la tendencia alisada de los datos.

**Figura 15.** Pesos medios globales de pez espada (SWO-N arriba y SWO-S abajo) por año obtenidos a partir de la CAS.

**Figura 16.** Pesos medios de pez espada por pabellón principal (SWO-N arriba y SWO-S abajo) y año obtenidos a partir de la CAS.

**Figura 17.** CAS SWO-N: peso acumulado (t, equivalente a la captura de Tarea I) de la "CAS (ajustada)" (CAS declarada con posibles ajustes), "T2SZ(extrapolada)" (muestras de frecuencias de tallas extrapoladas a Tarea I) y sustituciones realizadas (usando CAS o T2SZ). Se muestra también la ratio de las sustituciones realizadas. (Fuente: Tablas de sustitución de CAS utilizadas para crear matrices de CAS durante 2006, 2009 y reuniones actuales de SWO).

**Figura 18.** CAS SWO-S: CAS: peso acumulado (t, equivalente a la captura de Tarea I) de la "CAS (ajustada)" (CAS declarada con posibles ajustes), "T2SZ(extrapolada)" (muestras de frecuencias de tallas extrapoladas a Tarea I) y sustituciones realizadas (usando CAS o T2SZ). Se muestra también la ratio de las sustituciones realizadas. (Fuente: Tablas de sustitución de CAS utilizadas para crear matrices de CAS durante 2006, 2009 y reuniones actuales de SWO).

**Figura 19.** Mapas de marcado convencional de SWO (a) densidad de liberaciones, (b) densidad de recuperaciones, (c) desplazamiento en línea recta entre los lugares de liberación y recuperación.

**Figura 20.** Sensibilidades de los parámetros estimados del modelo para el índice de biomasa de la CPUE estandarizada para la pesquería de palangre portugués en el Atlántico norte a alguna de las especificaciones del modelo: 1) Constante añadida a la CPUE utilizando 1 en lugar de 10% de la media (línea roja), 2) factor ratio, categorizando por los percentiles de 10% en lugar de 25% (línea azul), 3) eliminando la interacción año:tipo de arte y el correspondiente efecto simple de tipo de arte (línea rosa), 4) eliminando el factor ratio (línea verde).

**Figura 21.** Índices de CPUE del stock del Atlántico norte en biomasa considerados adecuados para su uso en los modelos de evaluación.

**Figura 22.** Índices de CPUE del stock del Atlántico norte en número considerados adecuados para su uso en los modelos de evaluación. Canadá 1 y Canadá 2 corresponden a índices del periodo temprano y tardío, US1 y US2 corresponden al periodo temprano y tardío del palangre estadounidense.

**Figura 23.** Serie normalizada de series de CPUE estandarizadas para el pez espada del Atlántico sur en biomasa (izquierda) y número de peces. Las series incluidas son las recomendadas por el Grupo (véase el texto para más detalles).

## APPENDICES

**Appendice 1.** Ordre du jour provisoire

**Appendice 2.** Liste des participants.

**Appendice 3.** Liste des documents.

**Appendice 4.** Estimation de la relation longueur-poids pour le stock d'espadon de l'Atlantique Nord et Sud basée sur les fonctions actuellement disponibles que le SCRS a adoptées.

## APÉNDICES

**Apéndice 1.** Orden del día provisional

**Apéndice 2.** Lista de participantes.

**Apéndice 3.** Lista de documentos.

**Apéndice 4.** Estimación de la relación talla-peso para los stocks de pez espada del norte y del sur basándose en las funciones disponibles actualmente adoptadas por el SCRS.

**Table 1.** Summary of the current length-weight, weight-weight and age-at-length relationships for Atlantic swordfish.

<b>Current Size-Weight relationship</b>						
Weight = alpha * Size <sup>beta</sup>						
Stock	alpha	beta	Weight (kg)	Size (cm)	Size Range (cm)	Reference
NW-ATL	4.59E-06	3.137	Dress	LJFL		Turner 1987
CN-ATL	4.20E-06	3.2133	Round	LJFL	80 - 253	Mejuto et al. 1988
NE-ATL	3.43E-06	3.2623	Round	LJFL	93 - 251	Mejuto et al. 1988
SW-ATL	1.24E-05	3.04	Gutted	<b>EYFL</b>		Amorin et al. 1979
SE-ATL	4.35E-06	3.188	Gutted	LJFL	89 - 266	Mejuto et al. 1988
S-ATL	5.17E-06	3.16	Gutted	LJFL		Rey Gonzales-Garces 1978
SW-ATL	8.00E-07	3.4966	Gutted	LJFL	75 - 255	Hazin et al. 2001
<b>Current Weight to Weight relationships</b>						
Weight_pred = alpha*Weight_inp						
Stock	alpha	beta	function	Weight_pred	Weight_inp	Reference
NW-ATL	1.33			Round	Dress	Turner 1987
CE-ATL	1.3158			Round	Dress	Mejuto et al. 1988
SW-ATL	0.8009	1.015	ln(GWT/alpha)/beta	Round	Gutted	Amorin et al. 1979
SE-ATL	1.14			Round	Gutted	Mejuto et al. 1988
Med	1.12			Round	Gutted	Anon 2004
N-ATL	0.75	1.04	ln(GWT/alpha)/beta	Round	Gutted	Rey Gonzales-Garces 1978
<b>Current Size to Size relationships</b>						
Size_pred = alpha * Size_inp						
Stock	alpha	beta	function	Size_pred	Size_inp	Reference
N-ATL	7.821534	1.089696	alpha+beta*Szinp	LJFL	EFL	Rey Gonzales-Garces 1978
N-ATL	10.30726	1.255833	alpha+beta*Szinp	LJFL	OPFL	Rey Gonzales-Garces 1979
<b>Current Age at length</b>						
Gender	Stock	Relationship				Reference
Male	N ATL	$L_t = \left[ 300^{3.921} - (300^{3.921} - 0.0001^{3.2678}) e^{-0.00465(3.921)t} \right]^{1/3.921}$				Arocha et al. (2003)
Female	N ATL	$L_t = \left[ 375.49^{2.976} - (375.49^{2.976} - 0.0001^{2.976}) e^{-0.00734(2.976)t} \right]^{1/2.976}$				Arocha et al. (2003)
Combined	N ATL	$L_t = \left[ 464.54^{3.2678} - (464.54^{3.2678} - 0.0001^{3.2678}) e^{-0.023(3.2678)t} \right]^{1/3.2678}$				Arocha et al. (2003)

	S ATL	$W_t = 305.56 \times \exp[-4.6335 \times \exp(-0.3058 t)]$ $L_t = 44.2237 \times W_t^{0.29257}$	Anon. (1989)
	N-S ATL	$W_t = 305.56 \times \exp[-4.6335 \times \exp(-0.3058 t)]$ $L_t = 44.2237 \times W_t^{0.29257}$	Anon. (1989)
<b>Current Biological Parameters</b>			
	Stock	Relationship	Reference
Maturity	N ATL	50% of females are mature at 179 cm (5 yrs)	Arocha et al. (1996)
	N ATL	50% of females are mature at 156 cm	Mejuto and Garcia-Cortes (2007)
	S ATL	50% of the females are mature at 156 cm	<b>Hazin et al. (2001)</b>
Natural Mortality	N ATL S ATL	0.2 for all ages	
Fecundity	N ATL	$3.9 \times 10^6$ eggs per female	Arocha et al. (1996)

**Table 2.** Atlantic Swordfish conversion factors proposed by the Secretariat (2013).

<b>Weight-size relationship RWT(kg)</b> $\alpha * \text{Size(LJFL cm)}^{\beta}$						
Stock	alpha	beta	Weight (kg)	Size	Size Range (cm)	Reference
N-ATL	4.45373E-06	3.203784011	Round	LJFL	80-253	
S-ATL	2.46E-06	3.313974115	Round	LJFL	89-266	Mejuto et al. 1988 & Hazin et al. 2001
<b>Size to size conversion factors</b> $\alpha + \beta * \text{Size}_{inp}$						
Stock	alpha	beta	size pred (cm)	size inp (cm)	Reference	
ATL	7.821534	1.089696	LJFL	EFL	Rey Gonzales-Garces 1978	
ATL	10.307257	1.255833	LJFL	OPFL	Rey Gonzales-Garces 1979	
<b>Weight to Weight conversion factors</b> $\text{Weight}_{pred} = \alpha * \text{Weight}_{inp}$						
Stock	alpha	Weight pred (kgs)	Weight inp (kgs)	Reference		
N-ATL	1.324565	Round	Dress	Turner 1987 & Mejuto et al 1988		
S-ATL	1.14	Round	Gutted	Mejuto et al 1988		





**Table 4.** Task I catch series of EU-Portugal (mainland fleet) reclassification of “SURF” unclassified into “LL-surf”, from 1994 to 2011. The entire LLHB catches series (SWO-N and SWO-S) was similarly reclassified into “LL-surf”.

Year	Stock	Area	old series				new LL-surf	
			LLHB	LL-surf	SURF	UNCL		
1994 ATN		NE		960			6	966
1995 ATN		NE		1115				1115
1996 ATN		NE		998				998
1997 ATN		NE		467				467
1998 ATN		NE		229			161	390
1999 ATN		NE		286			217	503
2000 ATN		NE		250			194	444
2001 ATN		NE		158			252	410
2002 ATN		NE		127			134	262
2003 ATN		NE		315			335	650
2004 ATN		NE		672				672
2006 ATN		NE		303		190		493
2007 ATN		NE		3		211		214
2008 ATN		NE		387			6	393
2009 ATN		NE		218			293	511
2010 ATN		NE		522			0	522
2011 ATN		NE		555			303	858

**Table 5.** Swordfish live discards reported in Task I (quantities not included in the Task-I nominal catches).

Species	YearC	Status	Flag	Fleet	Stock	Area	GearCode	DataType	Qty(t)
SWO	2000	CP	Japan	JPN	ATN	NORT	LLHB	DL	331
SWO	2001	CP	Japan	JPN	ATN	NORT	LLHB	DL	329
SWO	2002	CP	Japan	JPN	ATN	NORT	LLHB	DL	224
SWO	2003	CP	Japan	JPN	ATN	NORT	LLHB	DL	133
SWO	2004	CP	Japan	JPN	ATN	NORT	LLHB	DL	339
SWO	2005	CP	Japan	JPN	ATN	NORT	LLHB	DL	123
SWO	2006	CP	Mexico	MEX	ATN	GOFM	LL	DL	0.653
SWO	2007	CP	Brasil	BRA-BRA-SANTOS	ATS	SW	LL	DL	45.578
SWO	2007	CP	Brasil	BRA-ESP-CABDELO	ATS	SW	LL	DL	1.383
SWO	2007	CP	Brasil	BRA-ESP-NATAL	ATS	SW	LL	DL	2.874
SWO	2007	CP	Brasil	BRA-GBR-NATAL	ATS	SW	LL	DL	0.125
SWO	2007	CP	Brasil	BRA-MAR-NATAL	ATS	SW	LL	DL	4.453
SWO	2007	CP	Mexico	MEX	ATN	GOFM	LL	DL	0.344
SWO	2008	CP	Brasil	BRA-BRA-NATAL	ATS	SW	LL	DL	0.52
SWO	2008	CP	Brasil	BRA-ESP-CABDELO	ATS	SW	LL	DL	0.18
SWO	2008	CP	Brasil	BRA-ESP-NATAL	ATS	SW	LL	DL	0.3
SWO	2008	CP	Brasil	BRA-HND-NATAL	ATS	SW	LL	DL	0.33
SWO	2008	CP	Brasil	BRA-MAR-NATAL	ATS	SW	LL	DL	1.17
SWO	2008	CP	Mexico	MEX	ATN	GOFM	LL	DL	0.46
SWO	2009	CP	Mexico	MEX	ATN	GOFM	LL	DL	0.339
SWO	2010	CP	Korea Rep.	KOR	ATS	SOUT	LL	DL	10.019
SWO	2010	CP	Mexico	MEX	ATN	GOFM	LL	DL	0.542
SWO	2011	CP	Mexico	MEX	ATN	GOFM	LL	DL	0.323
SWO	2011	CP	UK.Bermuda	UK.BMU	ATN	NW	LLSWO	DL	0.12

**Table 6.** Details of (new and updated) Task-II size data received by the ICCAT Secretariat after May 25 2013 for the Swordfish data preparatory meeting. Table details the type and source of data incorporated (values represent the number of records modified, a total of 219,195).

SpeciesCode	SWO																					
Sum of recs	SizeInfoID	Flag	GearGrpCode																			
siz										CAS												
Canada		Chinese Taipei		EU.Portugal	Japan	Maroc	Uruguay	Venezuela	Canada		Japan	Maroc	U.S.A.									
DateRef	HP	LL	LL	LL	LL	LL	LL	GN	LL	HP	LL	RR	TW	LL	LL	HL	HP	LL	TP	TW	UN	
2013-05-27	331	2045								333	2306	2	6									
2013-05-29	562	3014				130924								35133								
2013-05-30								3409									689	65592	4	90	7	
2013-05-31				11320	12551				2726	7897												
2013-06-04							35									213						
<b>TOTAL</b>	<b>893</b>	<b>5059</b>		<b>11320</b>	<b>12551</b>	<b>130924</b>	<b>35</b>	<b>3409</b>	<b>2726</b>	<b>7897</b>	<b>333</b>	<b>2306</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>35133</b>	<b>213</b>	<b>689</b>	<b>65592</b>	<b>4</b>	<b>90</b>	<b>7</b>	









**Table 11.** Number of SWO conventional tagging information (released and recovered fish) available in ICCAT.

Number of tag Swordfish ( <i>Xiphias gladius</i> )			Years at liberty									
Year	Releases	Recaptures	< 1	1 - 2	2 - 3	3 - 4	4 - 5	5 - 10	10+	15+	Unk	% recapt*
1961	2	0										
1962	1	0										
1963	2	0										
1964	58	2		2								3.4%
1965	49	1					1					2.0%
1966	34	1					1					2.9%
1967	25	1								1		4.0%
1968	28	8	1	2	2	1		1	1			28.6%
1969	30	2		1				1				6.7%
1970	91	11	6		1		1	3				12.1%
1971	12	0										
1972	7	0										
1973	1	0										
1974	32	2		1			1					6.3%
1975	25	2			1			1				8.0%
1976	10	0										
1977	55	2		1	1							3.6%
1978	178	13	1	3	3	2	4					7.3%
1979	118	5	2	1			1	1				4.2%
1980	490	26	4	6	7	1		7	1			5.3%
1981	267	27	8	10	5	2		2				10.1%
1982	166	4	2	2								2.4%
1983	162	6	2	2	1			1				3.7%
1984	168	5		2				3				3.0%
1985	204	10	2	2	1	1	3	1				4.9%
1986	404	17	3	3	5	2		4				4.2%
1987	411	18	5	6	4	1		2				4.4%
1988	475	15	5	4	1		2	3				3.2%
1989	217	3		1			1	1				1.4%
1990	531	11	3	2	2	4						2.1%
1991	1604	53	12	8	14	12	2	3	2			3.3%
1992	1697	56	12	24	11	3	3	3				3.3%
1993	1542	61	21	11	7	7	4	8	3			4.0%
1994	1919	53	15	7	10	5	6	9			1	2.8%
1995	1174	37	9	5	9	3	8	2			1	3.2%
1996	680	25	10	3	7	2	2	1				3.7%
1997	769	27	11	6	1	3	3	3				3.5%
1998	397	21	6	4	5	1	2	2			1	5.3%
1999	258	8	1	2	1	1	1	2				3.1%
2000	193	12	5	5	1			1				6.2%
2001	159	2		1							1	1.3%
2002	282	11	4	3							4	3.9%
2003	253	9	3	1	2		1				2	3.6%
2004	284	19	5	2	3	1		2			6	6.7%
2005	344	11	2	3	1	1					4	3.2%
2006	776	17	3	3	1						10	2.2%
2007	352	12	4	2	4						2	3.4%
2008	95	5	2	1							2	5.3%
2009	37	1		1								2.7%
2010	11	0										
2011	9	0										
2012	5	0										
<b>TOTAL</b>	<b>17093</b>	<b>632</b>	<b>169</b>	<b>143</b>	<b>111</b>	<b>56</b>	<b>44</b>	<b>67</b>	<b>7</b>	<b>1</b>	<b>34</b>	<b>3.7%</b>

**Table 12.** Summary table with an evaluation of the indices based on standard criteria defined by the Stock Assessment Methods WG.

	<i>Paper</i>	<i>SUFFICIENCY SCORE</i> <i>EXPLANATION</i> <i>(higher is better)</i>		<i>SCRS/2013/059</i>	<i>SCRS/2013/104</i>	<i>SCRS/2013/110</i>	<i>SCRS/2013/111</i>	<i>SCRS/2013/097</i>	<i>SCRS/2013/105</i>	<i>SCRS/2013/114</i>
		1	5	CAN LL	PORTUGAL LL	JPN LL	Mor LL	TAIPEI LL	EU-ESP LL	USA LL
1	Diagnostics	No diagnostics or assumptions clearly violated	Full diagnostics and assumptions fully met.	5	4	3	3	3	4	5
2	Appropriateness of data exclusions and classifications (e.g. to identify targeted trips).	Not appropriate	Fully appropriate	4	3[uses SWO/(SWO*BSH), see text]	4	3	2	3[uses SWO/(SWO*BSH), see text]	5
3	Geographical coverage	Small localized fishery/survey	Represents geographic range of population	3	4	5 (may be reduced if only Area 5 included)	2	5	5	4
4	Catch fraction	Small	Large	3	3	2	2	1	5	4
5	Length of Time Series relative to the history of exploitation.	Short	Long	5	2	4(5 if based upon long term series developed from Area 5, not presented in paper)	1	5	3	3
6	Are other indices available for the same time period?	Many	It is the only available index	4	1	4(5 if based upon long term series developed from Area 5, not presented in paper)	1	4	3	3 (4, if considering that it is the only index of covering the Gulf of Mexico)
7	Does the index standardization account for Known factors that influence catchability/selectivity?	No	Fully	4 (Recommendation to split after introduction of individual quotas)	4	4	2	4	3	5



9	Is the interannual variability within plausible bounds (e.g. SCRS/2012/039)	Frequently	Seldom	4	5	5	5	4	5	3(only relevant if used in surplus production models to reflect total biomass, may be a result of changes in availability by size)
10	Are biologically implausible interannual deviations severe? (e.g. SCRS/2012/039)	Very severe	Minimal	4	5	5(3, after recommendation to eliminate 2001-2006 values, see text)	5	4	5	3 (comments as above)
11	Assessment of data quality and adequacy of data for standardization purpose (e.g. sampling design, sample size, factors considered)	Low	High	4	3	3	2	2	4	4 (sampling fraction typically 5-8%, high coverage in Gulf of Mexico for some periods)
12	Is this CPUE time series continuous?	Very discontinuous	Completely	4		3	3	5	5	4
13	Were all catches (retained and discarded) considered in the calculation of CPUE	No	Discards (live and dead) accounted for	4(no, but discards are considered to have been minor and without trend)	4(no, but discards are considered to have been minor and without trend)	3 (partially accounted for, depending on time period, see text)	1	1	4(no, but discards are considered to have been minor and without trend)	5
14	author present?	No	Yes	5	5	5	5	1	5	5

Additional comments						Age-specific indices show similar, simultaneous patterns, without evident cohort progression			Age-specific indices do not appear to show simultaneous patterns, some apparent indications of cohort progression SCRS/2013/105	The size frequency distribution of this index should be taken into account when considering it's application in models. May provide important information on smaller size classes.
---------------------	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

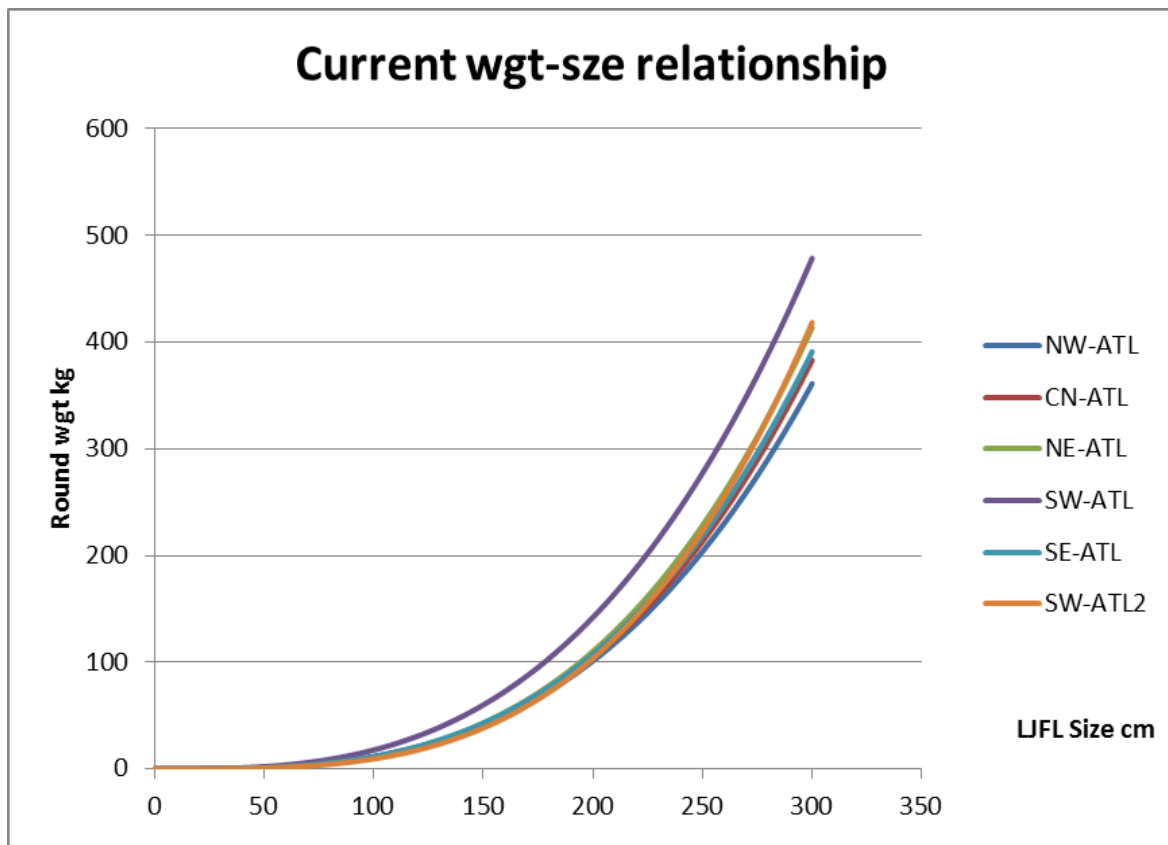
<b>South Atlantic Stock</b>						
<i>Paper</i>	<i>SCRS/2013/098</i>	<i>SCRS/2013/101</i>	<i>SCRS/2013/106 &amp; SCRS/2013/108</i> Spain biomass & number	<i>SCRS/2013/109</i>	<i>SCRS/2013/115</i>	
Index	Taiwan LL	Uruguay LL		Japan LL	Brazil LL number	
Diagnostics	3 (residual trends)	4	4	3 (residual presented bimodal distribution) QQ plot residuals and residuals by factors should be provided		5
Appropriateness of data exclusions and classifications (e.g. to identify targeted trips).	2 issue on periods chosen: during the ALB meeting different period of time series were defined (50-86 87-96 97-2011). It was not clear why the period changed in this study	5	3 Relevant factors may not have taken into account	4	3 Fleet strategy considered an improvement to the target strategy. The fleet is very heterogeneous.	
Geographical coverage	5 but after 2000 almost no activity in the southern area	5	5	3	4	
Catch fraction	3		5	3	4	
Length of Time Series relative to the history of exploitation.	4 (1968-2011)	5 (1982-2012)	3 (1989-2011)	3 (1990-2012)	4 (1978-2012)	
Are other indices available for the same time period?	3	5	4	5	3	
Does the index standardization account for Known factors that influence catchability/selectivity?	3	4	3	3 issue about changes over time that were not accounted for		4

Is the interannual variability within plausible bounds (e.g. SCRS/2012/039)	4	4	5	4	2 high variations due to the complex fleet dynamic
Are biologically implausible interannual deviations severe? (e.g. SCRS/2012/039)	4	4	5	4	1 but the trend presented here is plausible
Assessment of data quality and adequacy of data for standardization purpose (e.g. sampling design, sample size, factors considered)	3 GLM & GAM present a unexpected identical pattern	4	4	3	3
Is this CPUE time series continuous?	5 continuous but with a break: in 1995 began a series with HPB information	5 continuous but with a break	5	5 the authors are suggesting considering breaking it due to regulation and fleet dynamics changes	5
Discards recorded?	1	1	4 but authors don't consider it as a problem (minor)	2 discard minor no but it's not a problem	4 partial can have some discontinuity although it should be considered negligible
Authors are there?	1	5	5	5	5

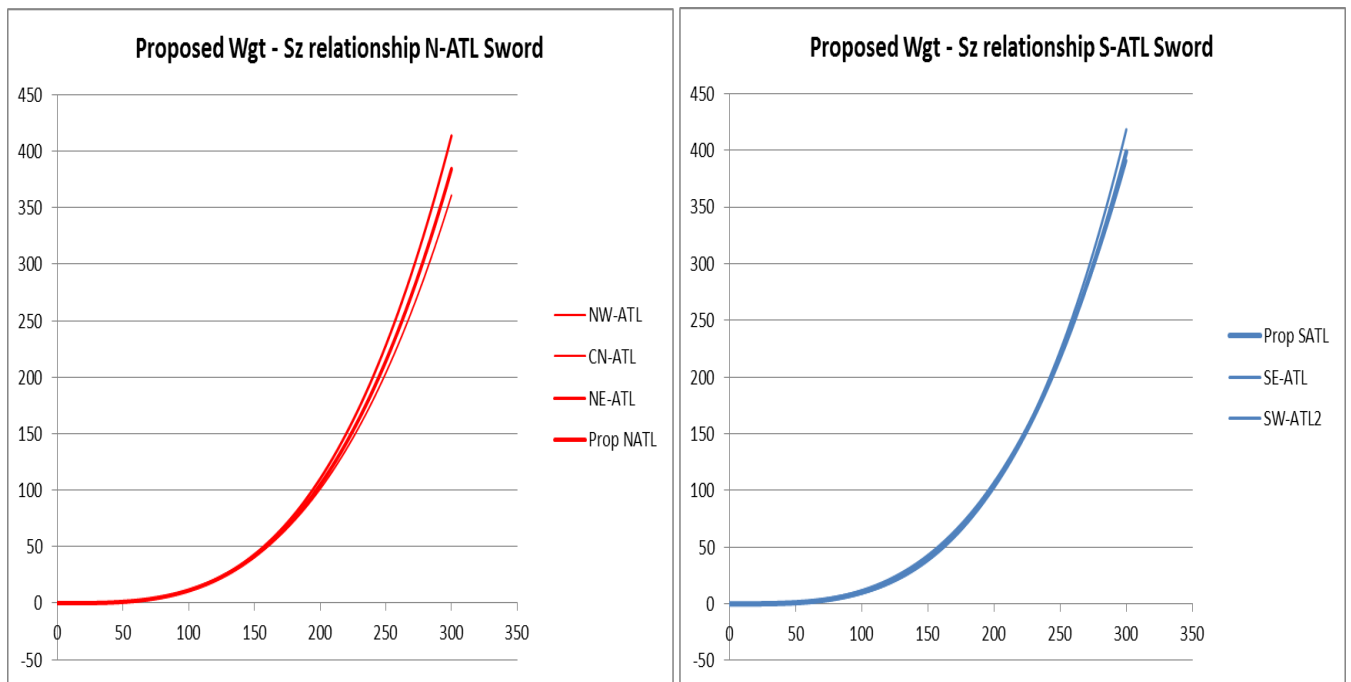
**Table 13.** North Atlantic stock CPUE indices in biomass considered suitable for use in the assessment models.

<i>North Atlantic stock</i>								
<i>Year</i>	<i>Canada1</i>	<i>Canada2</i>	<i>Japan</i>	<i>Morocco</i>	<i>Portugal</i>	<i>Spain</i>	<i>US1</i>	<i>US2</i>
1963	2,341021							
1964	1,088847							
1965	0,794455							
1966	0,732955							
1967	0,889225							
1968	0,730939							
1969	0,638185							
1970	0,784373							
1975			1,305901					
1976			0,984153					
1977			1,425979					
1978			1,133155					
1979		0,841148	1,289097					
1980		0,804082	1,204634					
1981		0,660005	1,121641					
1982		0,584081	1,097991					
1983		0,452558	1,122549					
1984		0,337774	1,073632					
1985		0,4962	1,234123					
1986		0,567939	1,070554			1,164693		
1987		0,368862	0,932393			1,172511		
1988		0,386796	1,284151			0,9967		
1989		0,350927	1,180926			1,00846		
1990		0,588863	1,087146			1,009188		
1991		0,432829	1,290073			1,026628		
1992		0,514732	0,85206			1,00906	1,07	
1993		0,370655	0,804327			0,893408	1,03	
1994		0,2481	0,648097			0,857012	0,96	

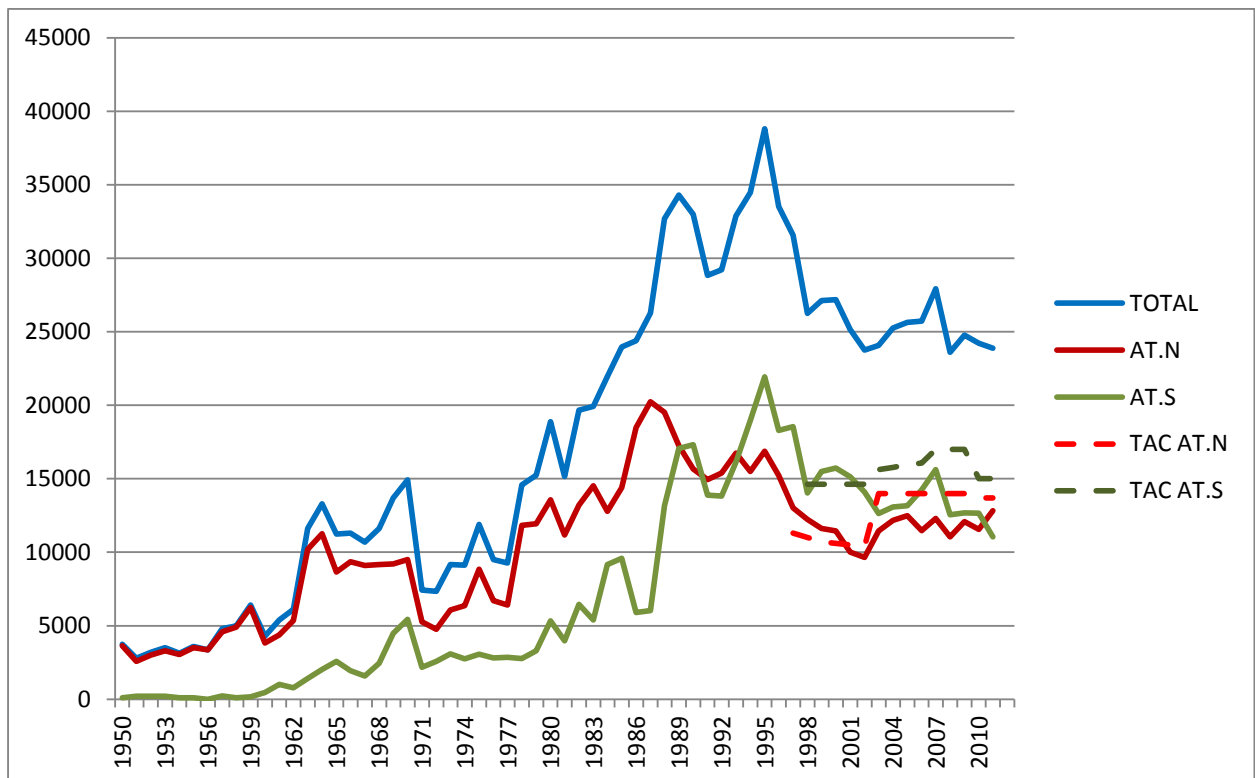
1995	0,292339	0,564716		0,947046	1,13	
1996	0,166197	0,446683		0,799405	1,08	
1997	0,266633	0,37994	0,593054	0,790054	0,95	
1998	0,407123	0,383973	0,615767	0,851189	1,28	
1999	0,481254	0,405571	0,557162	0,952231	1,56	
2000	0,439406		0,873738	1,196848	0,86	
2001	0,404731		0,913275	1,044386	0,76	
2002	0,517124		0,720918	0,897776	0,69	
2003	0,657016		0,848221	1,027488	0,63	
2004	0,71381		1,058524	0,934086	0,84432	
2005	0,799898	1,065365	0,821583	0,921388	0,991585	
2006	0,7993	0,392835	0,934314	0,877103	0,856559	1,021038
2007	0,839354	0,673684	0,810937	0,90991	0,984185	1,197756
2008	1,142455	0,860124	0,874319	0,947484	1,135806	1,237027
2009	1,062345	1,135086	1,223322	1,246114	1,043368	1,01122
2010	1,274575	1,099165	1,055109	1,167321	1,014706	0,697055
2011	1,082074	1,231941	1,036634	1,030484	1,043988	0,84432
2012	1,056965	1,243057	1,326424	1,280884		



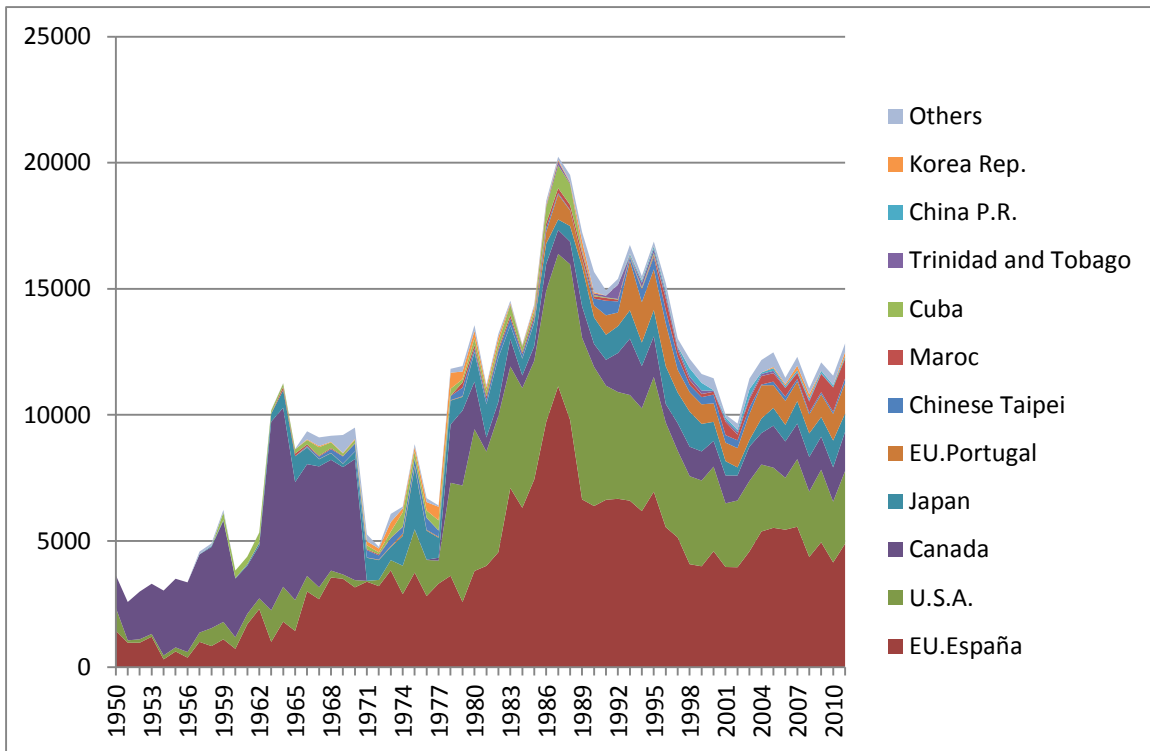
**Figure 1.** The size-weight relationships for Atlantic swordfish currently employed by the SCRS (prior to the 2013 Data Preparatory meeting). Northwest Atlantic (NW-ATL), central Atlantic (CN-ATL), northeast Atlantic (NE-ATL), southwest Atlantic (SW-ATL, SW-ATL2) (Amorin et al and Hazin et al), and southeast Atlantic (SE-ATL).



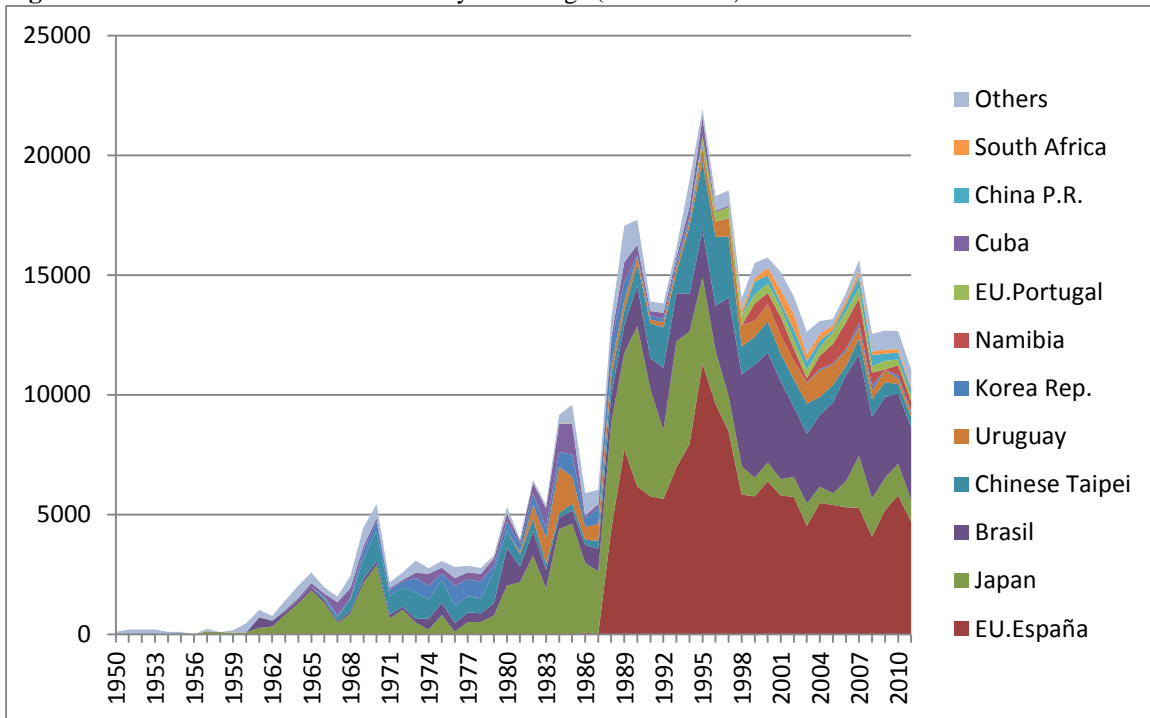
**Figure 2.** Proposed length - wgt relationship for north and south Atlantic swordfish stock units compared with those adopted by the Group and shown in Figure 2.1.



**Figure 3.** Total catch (Task I) and Total Allowable Catches of Atlantic swordfish by stock (1950 - 2011).

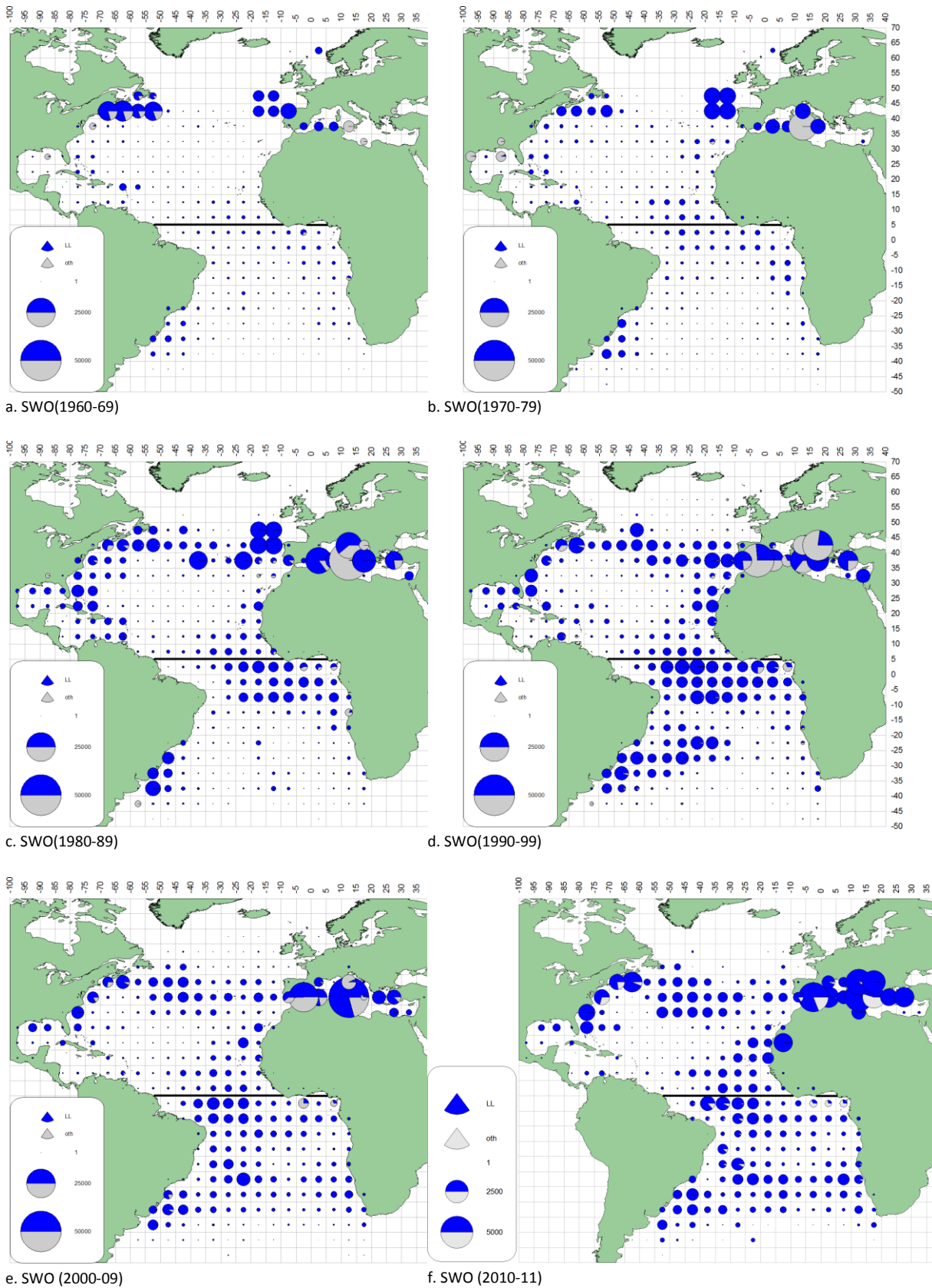


**Figure 4** North Atlantic swordfish catch by main flags (1950 - 2011).

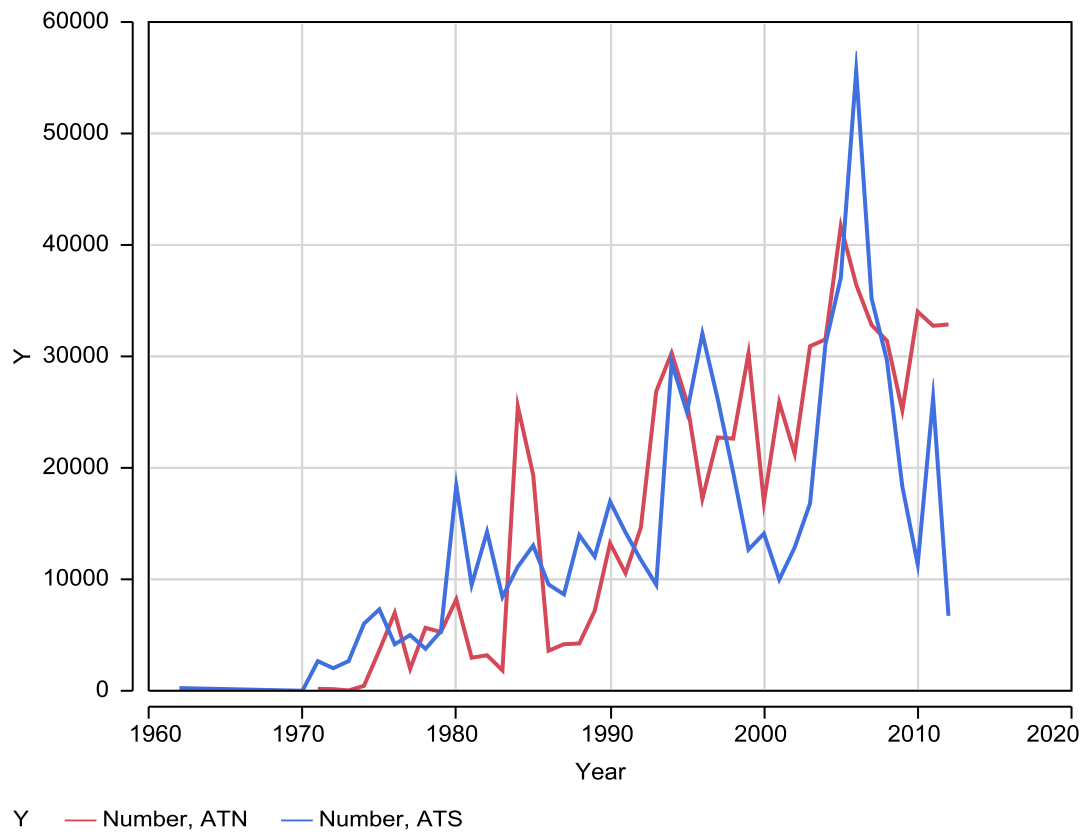


**Figure 5.** South Atlantic swordfish catch by main flags (1950-2011).





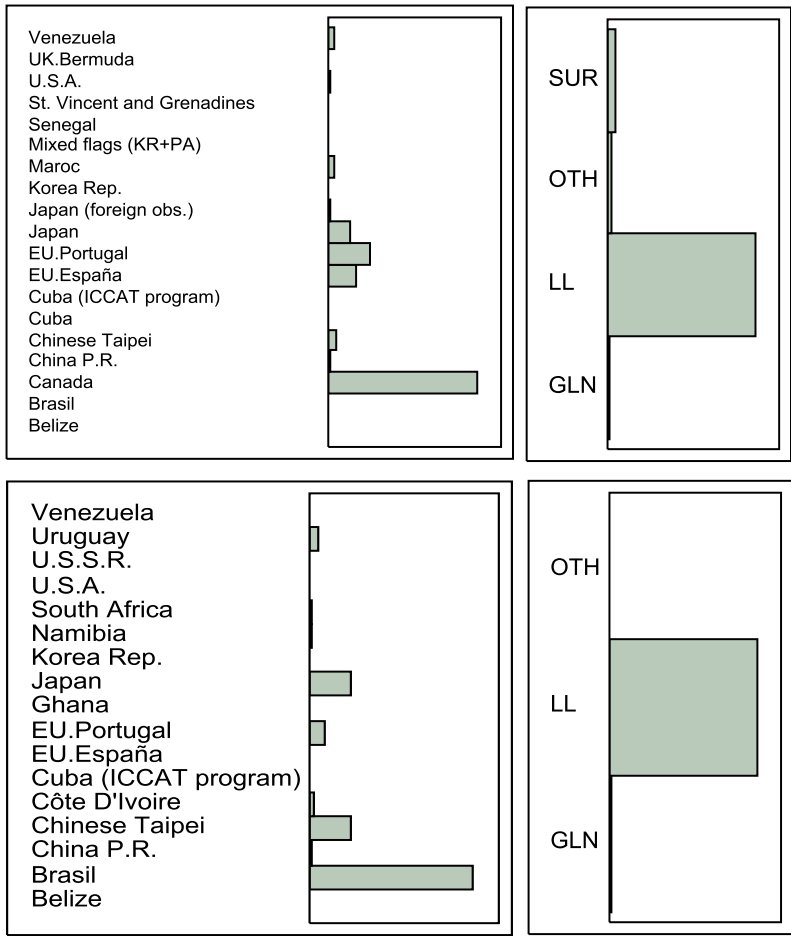
**Figure 6.** Geographical distribution of Atlantic swordfish (1950-2011) by major gears and decades.



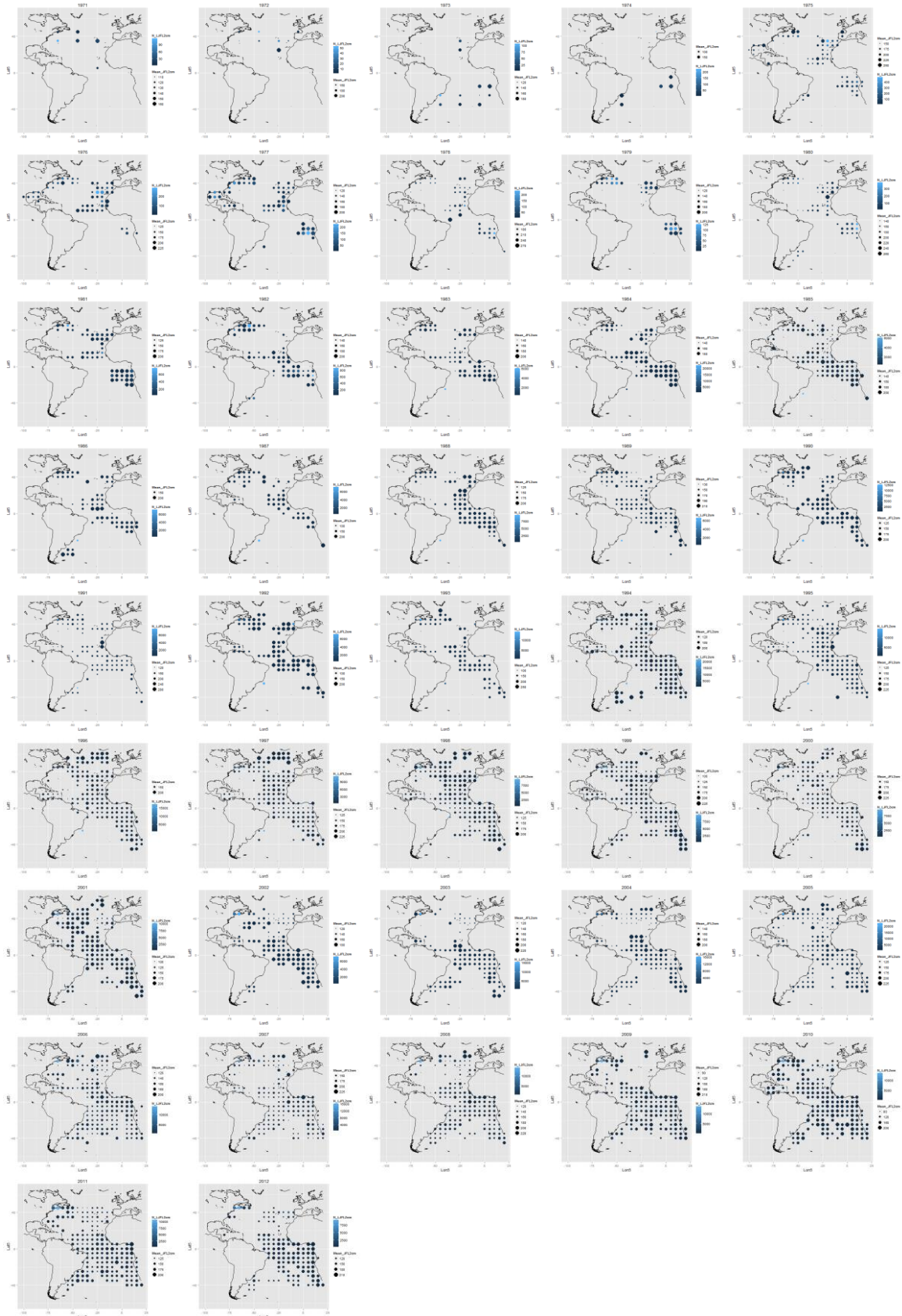
**Figure 7.** Total number of size measurements of swordfish reported by stock since 1970.

### Reporting flag

### Type of Gear



**Figure 8.** Distributions of swordfish size sample numbers reported by Flag CPCs and type of gear for each stock (on top: North Atlantic stock; on the bottom: South Atlantic stock). Gear type: LL: longline; SUR: surface gears (harpoon, hand lines, rod & reel, sport and trawl); GLN: gillnets; OTH: others (baitboat, mid-water trawls and unknown).



**Figure 9.** Annual spatial distribution of 5 x 5 degrees of size samples of swordfish from 1971 (top left) to 2011 (increase year by row). Size of the marker is proportional to mean size of the size sample, color shade of the marker is proportional to the number of fish samples by year.

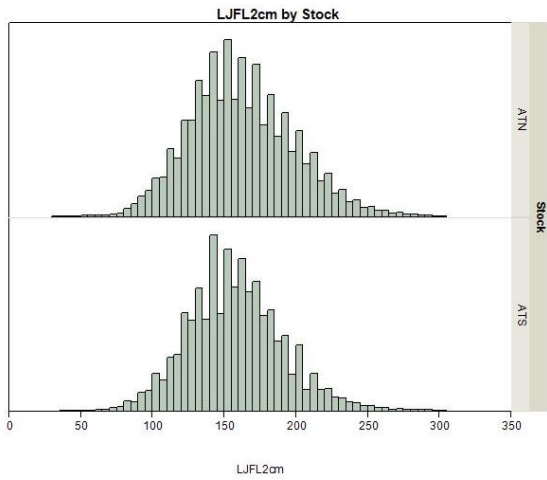


Figure 10. Size (LJFL in cm) frequency distribution of swordfish by stock.

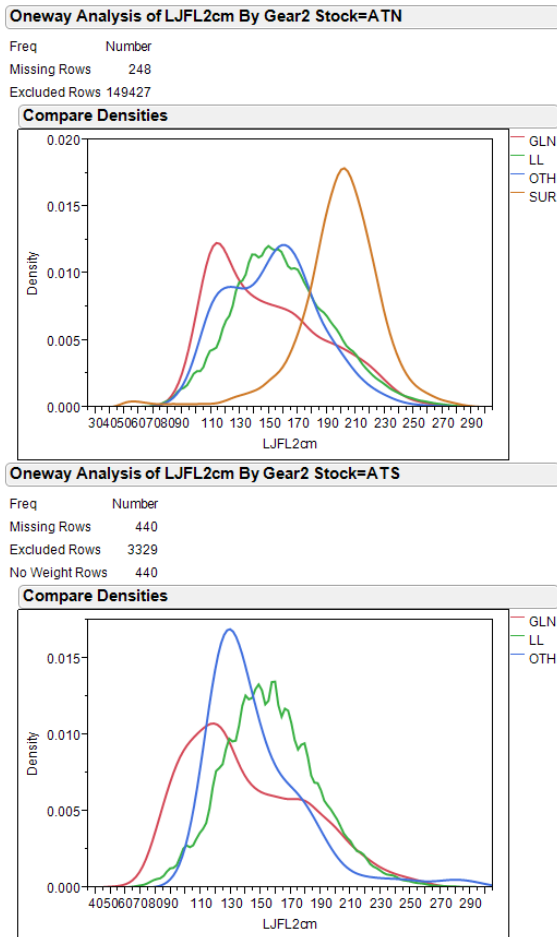
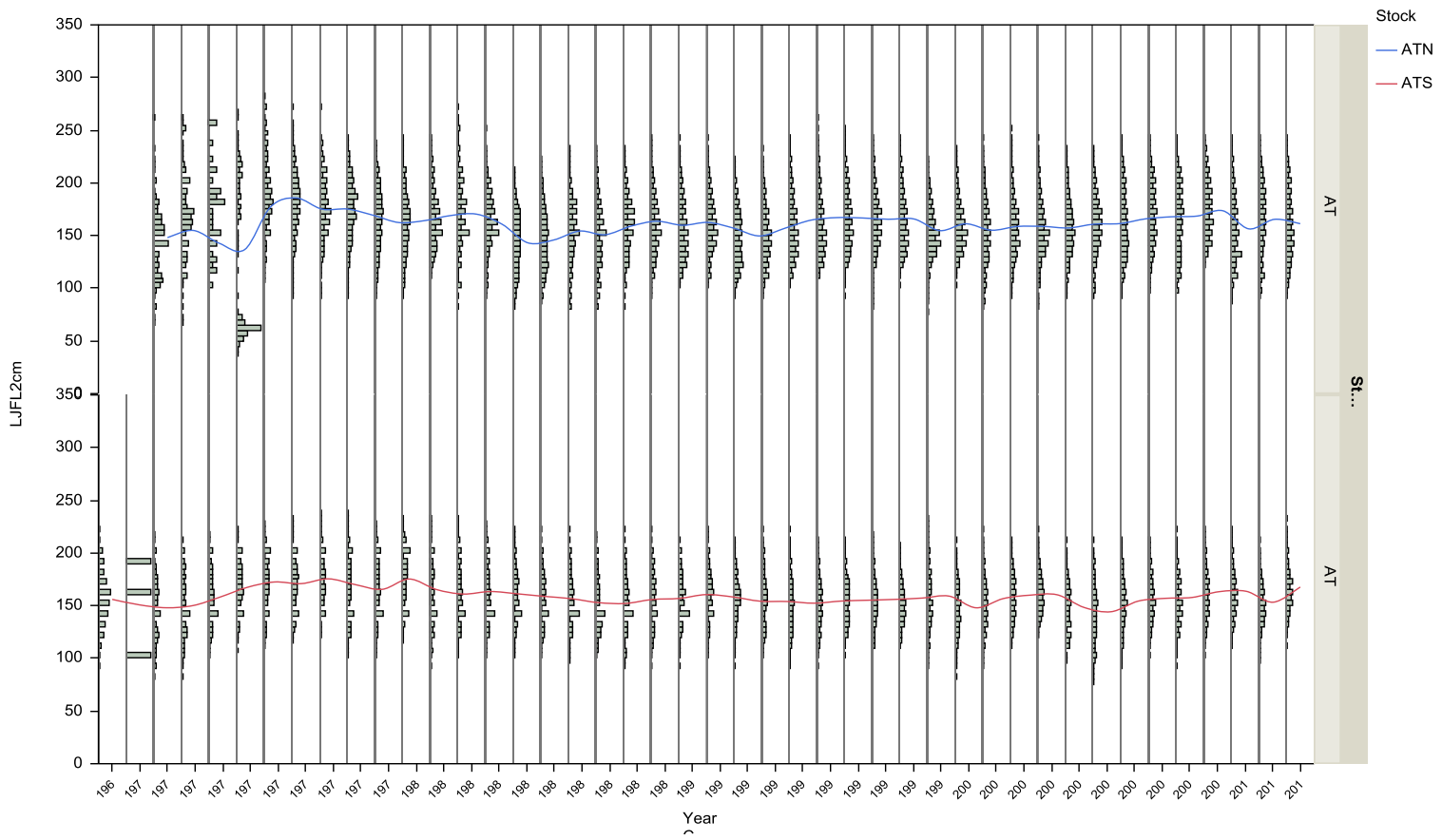
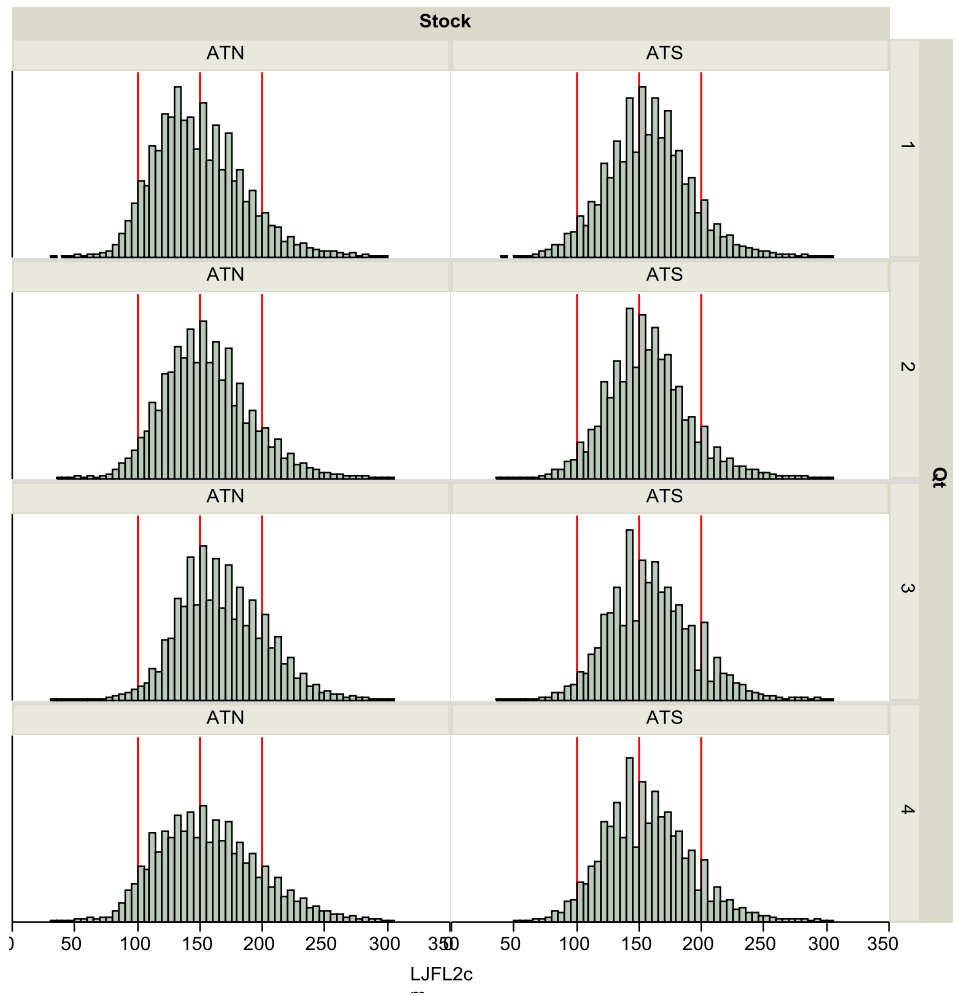


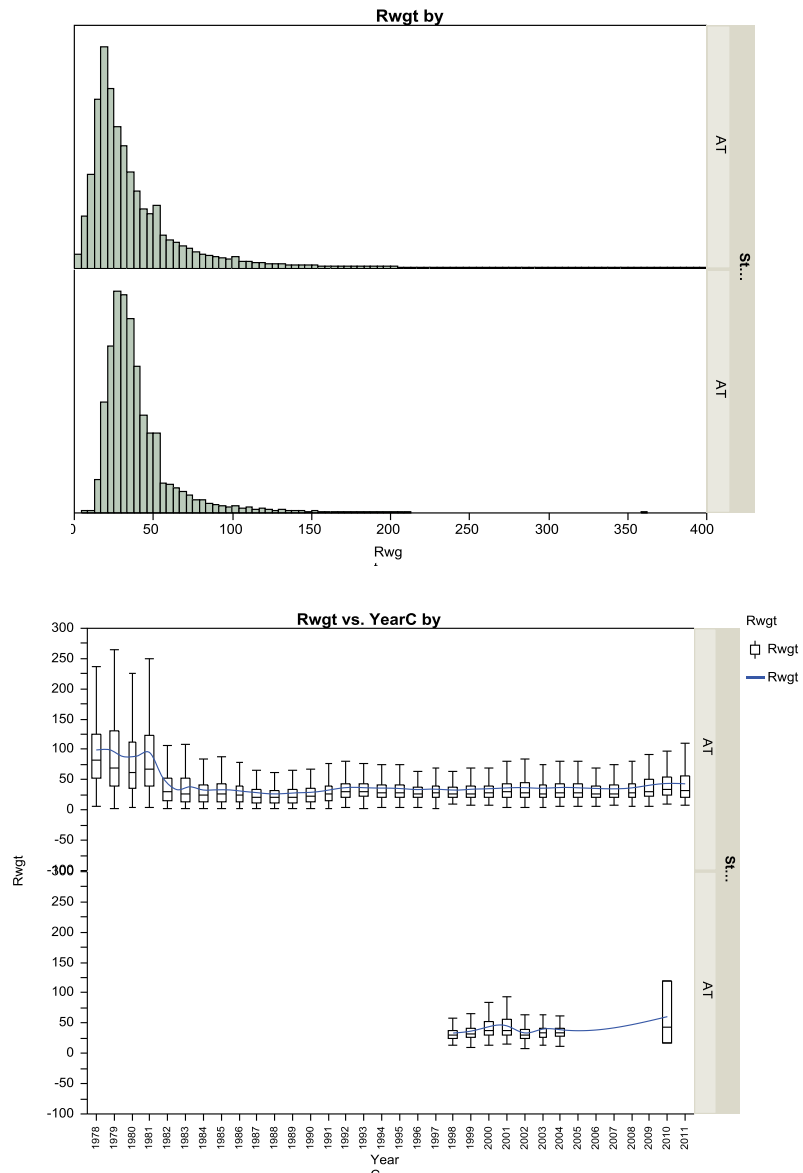
Figure 11. Size (LJFL in cm) density distribution of swordfish by stock and by gear (LL: longline; SUR: surface gears; GLN: gillnets; OTH: others).



**Figure 12.** Annual size (LJFL in cm) distribution of Atlantic swordfish by stock. Solid lines represent smoother trends of the data.

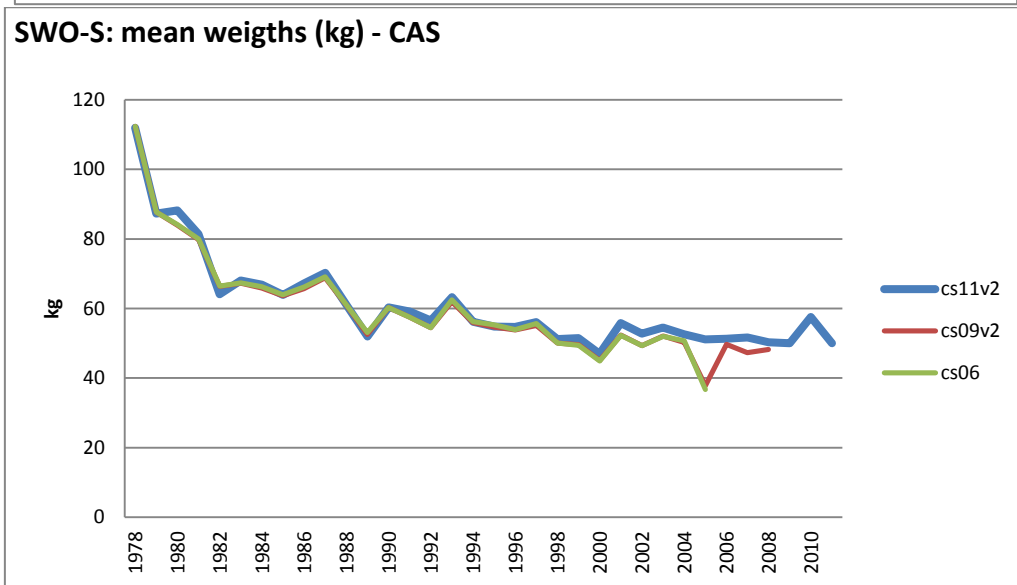
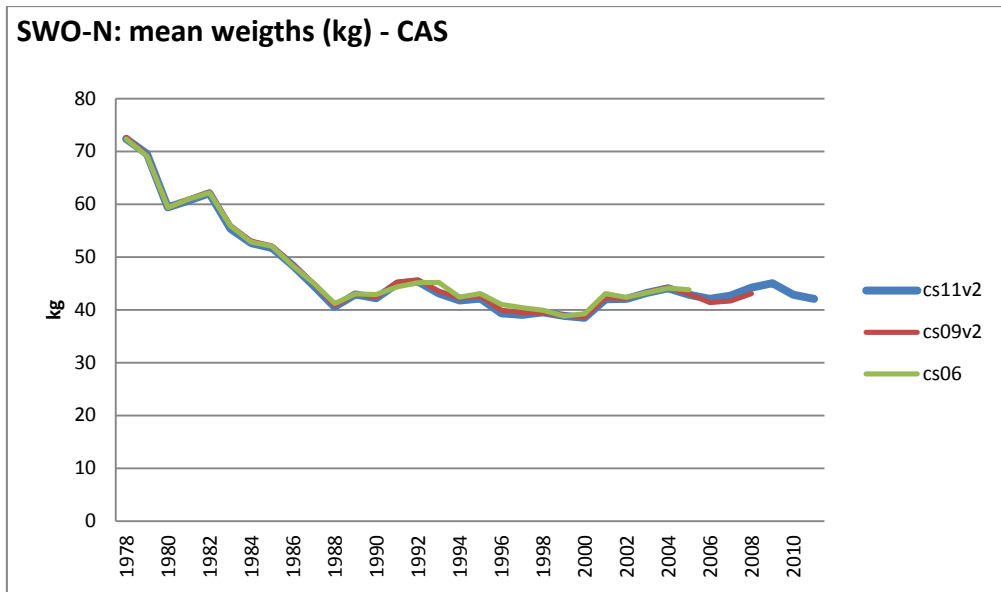


**Figure 13.** Size frequency distributions of swordfish by stock and calendar quarter.

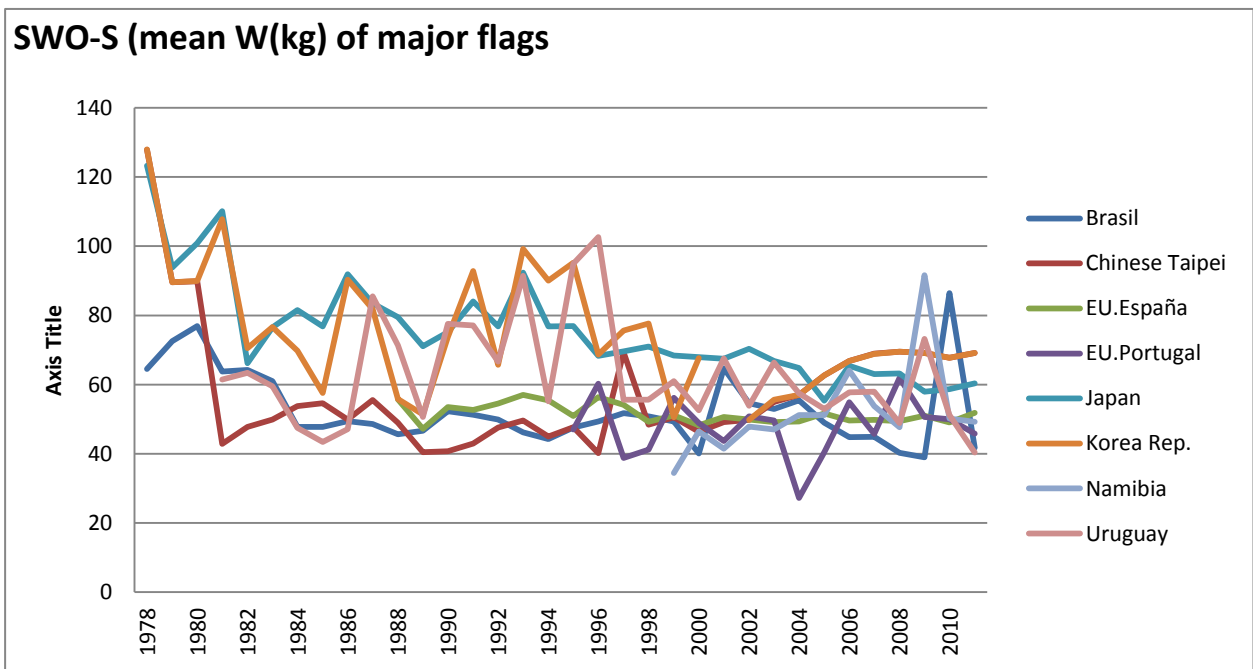
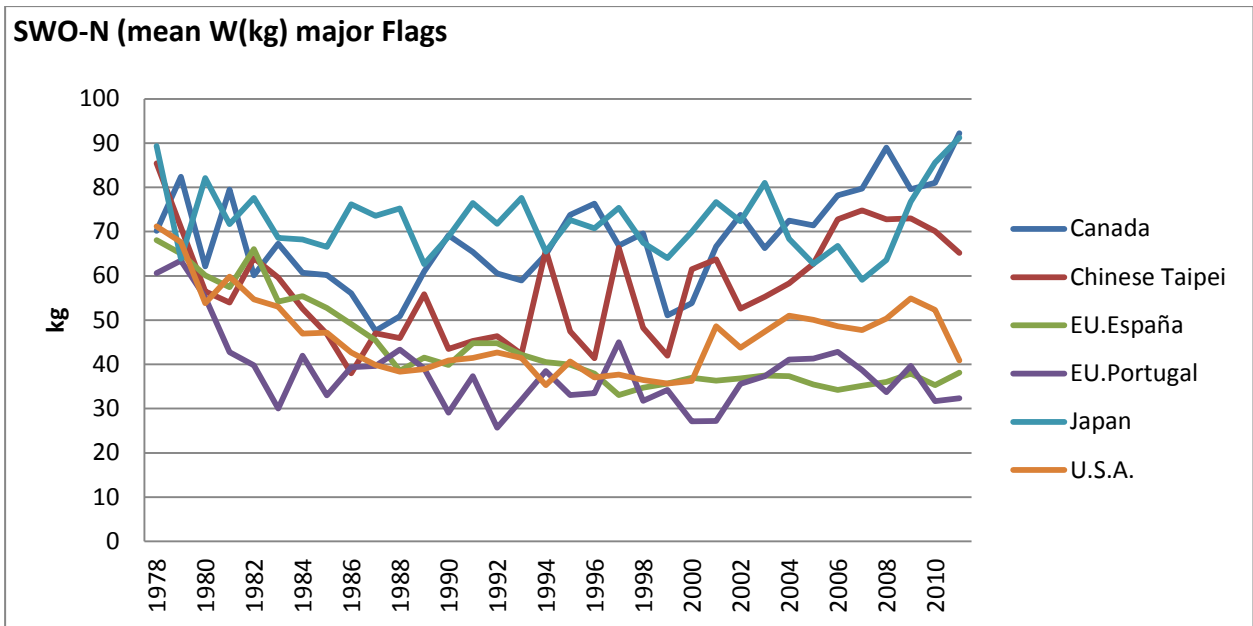


**Figure 14.** Weight frequency distributions for swordfish from the US-LL fisheries for Atlantic swordfish. Solid line on boxplot shows the smoothed trend of the data.

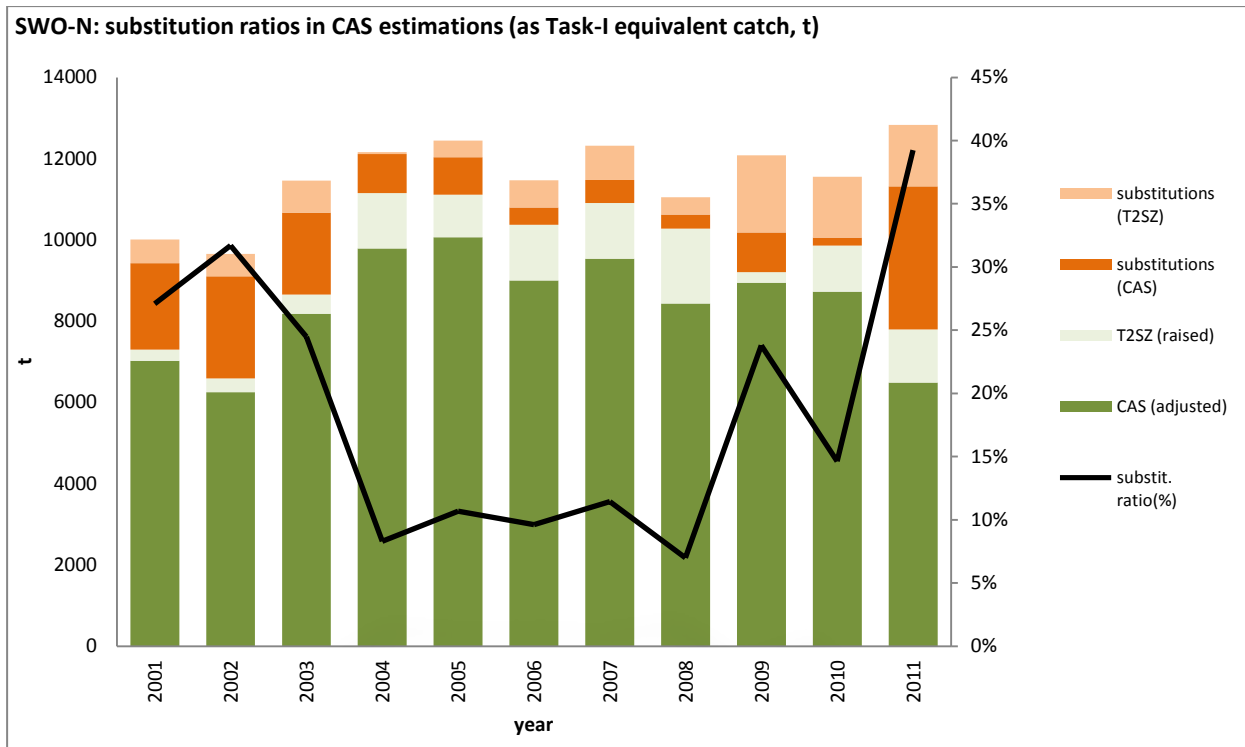




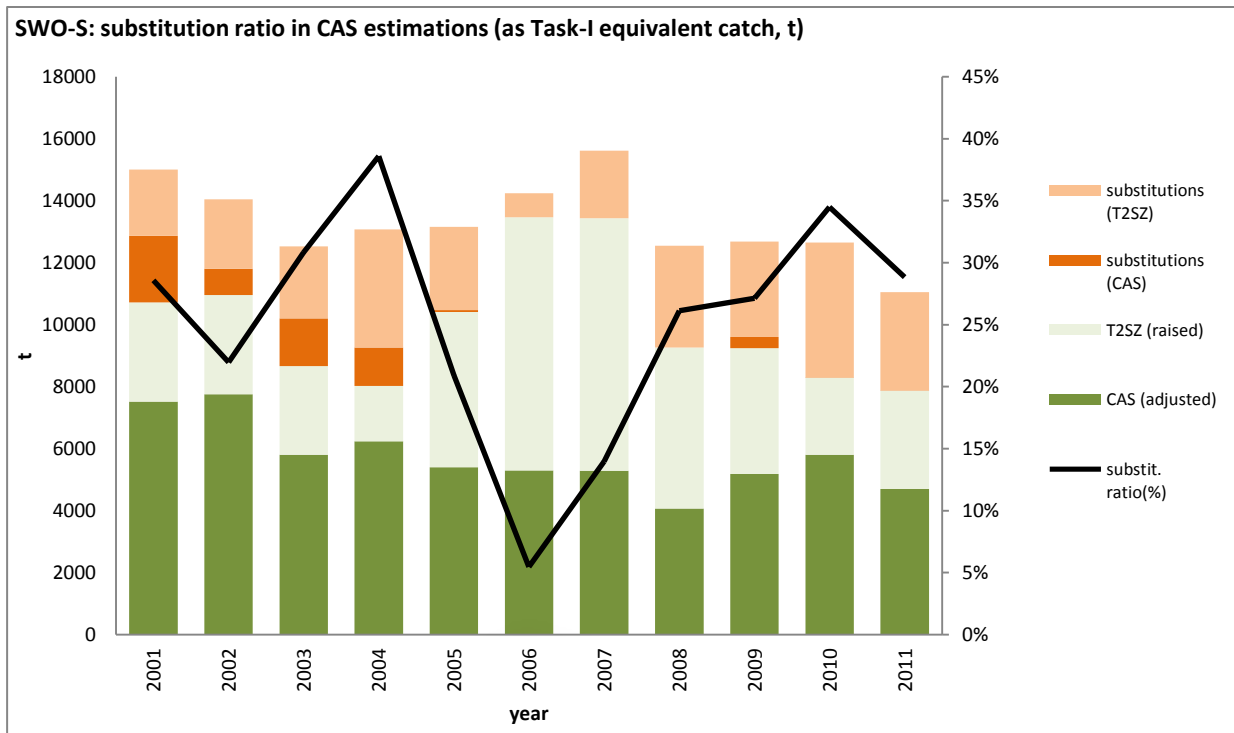
**Figure 15.** Overall swordfish mean weights (SWO-N: upper; SWO-S: lower) by year obtained from the CAS.



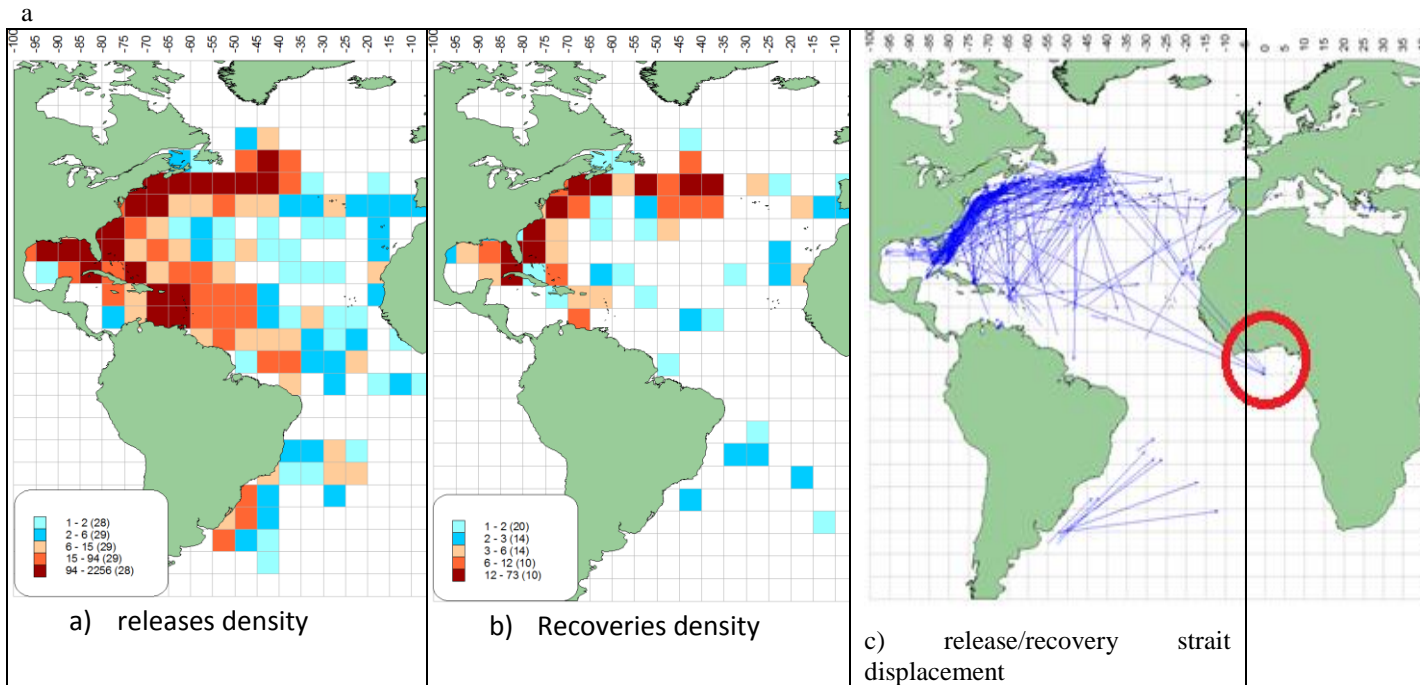
**Figure 16.** Swordfish mean weights by major flag (SWO-N: upper; SWO-S: lower) and year obtained from the CAS.



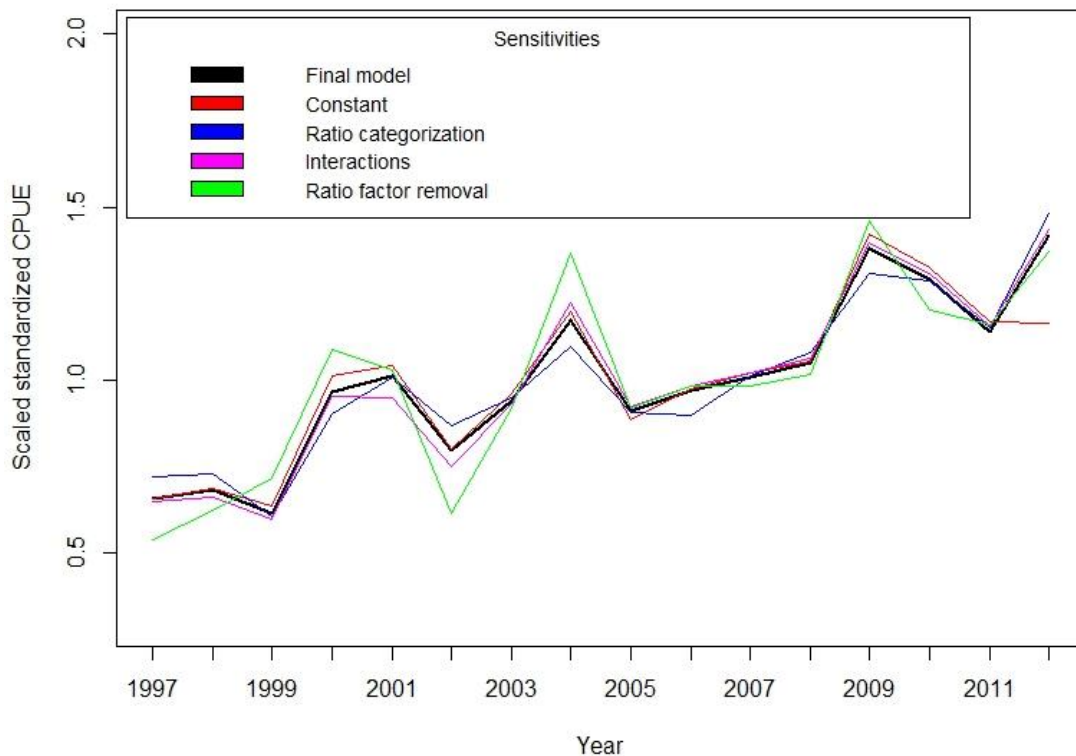
**Figure 17.** SWO-N CAS: cumulative weight (t, equivalent Task-I catch) of “CAS (adjusted)” (CAS reported with possible adjustments), “T2SZ(raised)” (size frequency samples raised to Task I), and, substitutions made (using CAS or T2SZ). The ratio of the substitutions made is also shown. (Source: CAS substitution tables used to create CAS matrices during 2006, 2009 and current SWO meetings).



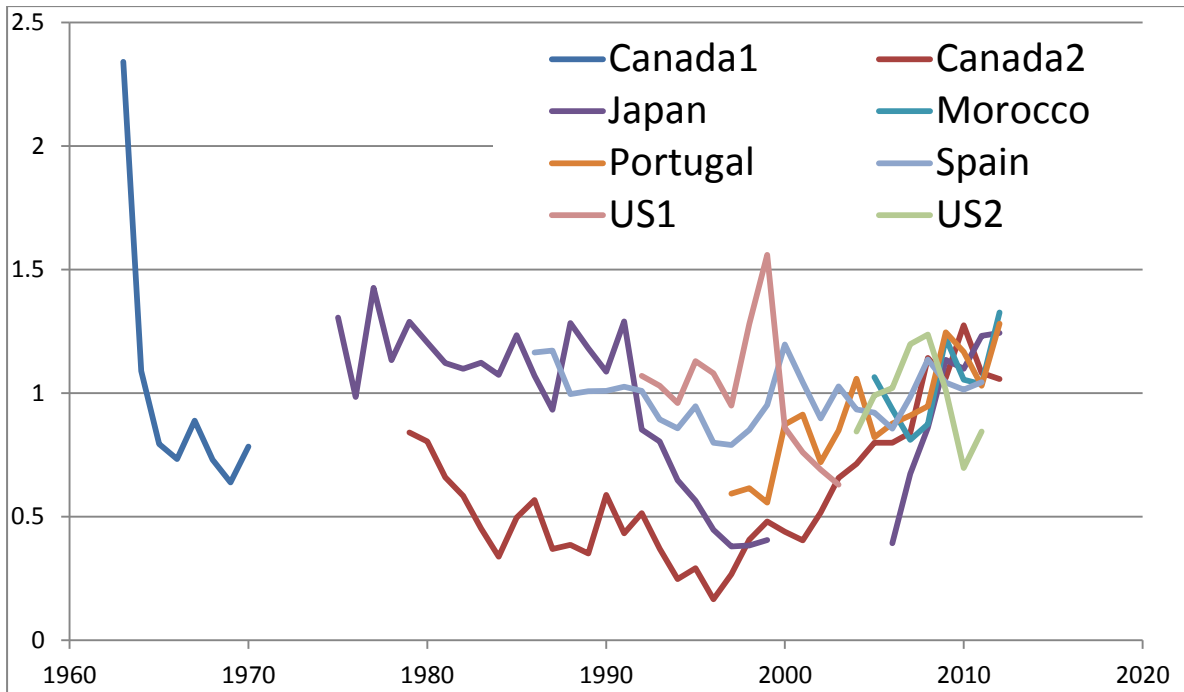
**Figure 18.** SWO-S CAS: CAS: cumulative weight (t, equivalent Task-I catch) of “CAS (adjusted)” (CAS reported with possible adjustments), “T2SZ(raised)” (size frequency samples raised to Task I), and, substitutions made (using CAS or T2SZ). The ratio of the substitutions made is also shown. (Source: CAS substitution tables used to create CAS matrices during 2006, 2009 and current SWO meetings).



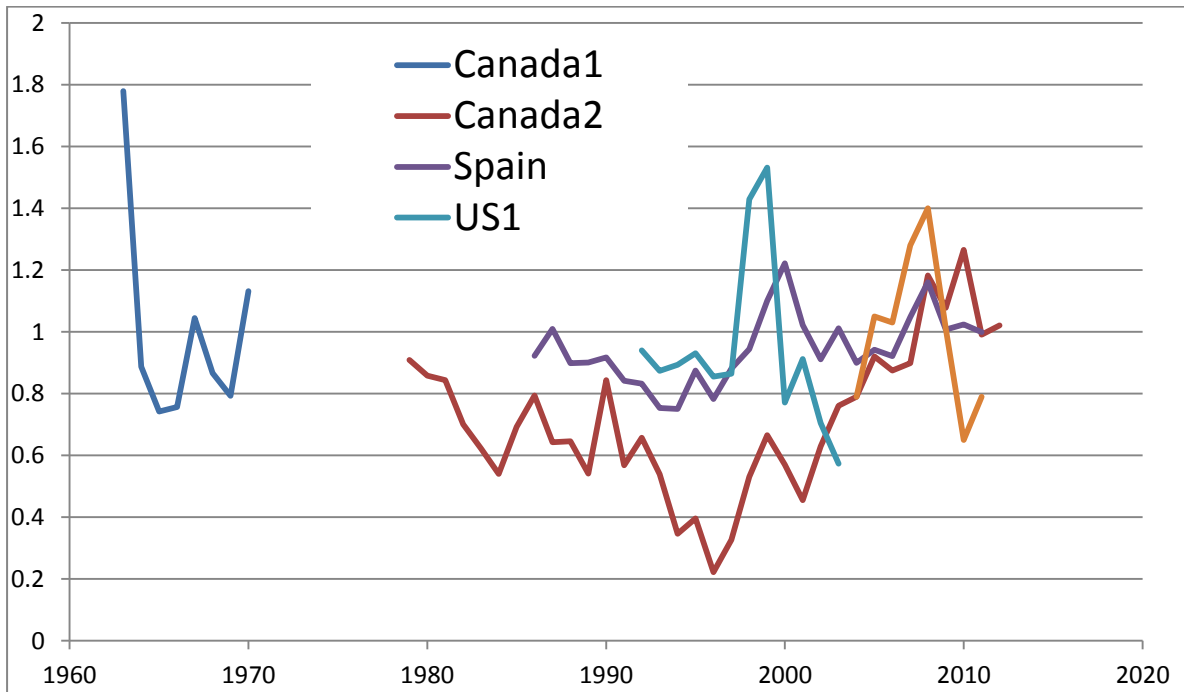
**Figure 19.** SWO conventional tagging maps (a)-Density of releases; b)-Density of recoveries; c)- Strait displacement between release and recovery locations.



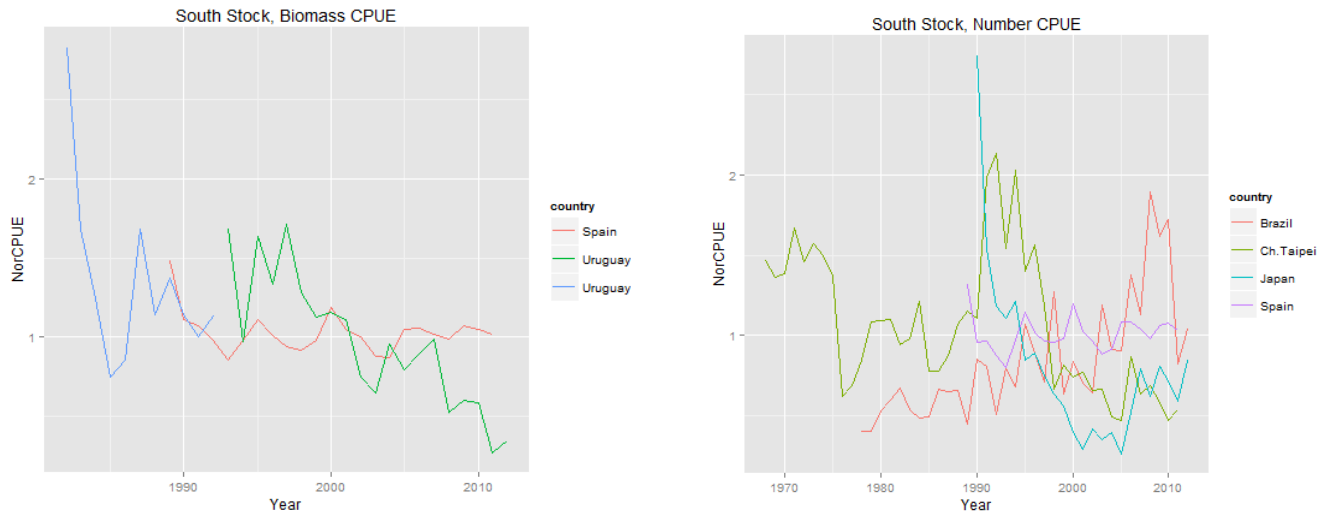
**Figure 20.** Sensitivities of the estimated model parameters for the standardized CPUE biomass index for the Portuguese longline fishery in the N Atlantic, to some of the model specifications: 1) Constant added to the CPUE, using 1 instead of 10% of the mean (red line); 2) Ratio factor, categorizing by the 10% percentiles instead of the 25% (blue line); 3) Removing the Year:Gear type interaction and the corresponding simple effect of Gear Type (pink line); 4) Removing Ratio factor (green line).



**Figure 21.** North Atlantic stock CPUE indices in biomass considered suitable for use in the assessment models.



**Figure 22.** North Atlantic stock CPUE indices in number considered suitable for use in the assessment models. Canada 1 and Canada 2 refer to early and late period indices, US1 and US2 refer to the early and late period of the USA longline.



**Figure 23.** Normalized series of standardized CPUE series for the South Atlantic swordfish in Biomass (left) and number of fish. The series included are those recommended by the Group (see text for further details).

**AGENDA**

1. Opening, adoption of the Agenda and meeting arrangements.
2. Review of historical and new information on biology
3. Review of Task I data
4. Review of Task II catch/effort
5. Review of Task II size data
6. Review of CAS, CAA and WAA
7. Review of tagging data.
8. Available modeling approaches
  - ASPIC
  - Bayesian Biomass Dynamics
  - Virtual population Dynamics (VPA)
  - State-space Models
  - Stock Synthesis Model (SS3)
9. Review of available indices of relative abundance by fleet and estimation of combined indices
10. Limit Reference Points – identification and evaluation
11. Recommendations
12. Other matters
13. Adoption of the report and closure

**LIST OF PARTICIPANTS**

***SCRS CHAIRMAN***

**Santiago Burrutxaga**, Josu

Head of Tuna Research Area, AZTI-Tecnalia, Txatxarramendi z/g, 48395 Sukarrieta (Bizkaia) País Vasco, Spain

Tel: +34 94 6574000 (Ext. 497); 664303631, Fax: +34 94 6572555, E-Mail: jsantiago@azti.es; flarrauri@azti.es

***COORDINATOR OF SWORDFISH SPECIES GROUP***

**Neilson**, John D.

10 Moss Drive, Chamcook, New Brunswick Canada E5B 3G7

Tel: +1 506 529 5913, Fax: +1 506 529 5862, E-Mail: john.neilson@dfo-mpo.gc.ca

***CONTRACTING PARTIES***

**BRAZIL**

**Frédou**, Thierry

Professor Adjunto, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Depto. de Oceanografia Centro de Geociências, Avenida Dom Manuel Medeiros s/n - Dois Irmaos, Recife, PE

Tel: +55 81 3320 6508, Fax: +55 81 3320 6501, E-Mail: tfredou@depaq.ufrpe.br

**CANADA**

**Andrushchenko**, Irene

Large Pelagic Biologist, St. Andrews Biological Station, Fisheries and Oceans Canada, 531 Brandy Cove Road, St. Andrews New Brunswick E5B 2L9

Tel: +1 506 529 5749, Fax: +1 506 529 5862, E-Mail: irene.andrushchenko@dfo-mpo.gc.ca



## **EUROPEAN UNION**

### **Mejuto García, Jaime**

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C.O de A Coruña, Paseo Marítimo  
Alcalde Francisco Vázquez, 10 - P.O. Box 130, 15001 A Coruña, Spain  
Tel: +34 981 205 362/981 21 8151, Fax: +34 981 229 077, E-Mail: jaime.mejuto@co.ieo.es

### **Santos, Miguel Neves**

Instituto Portugues do Mar e da Atmosfera -I.P./IPMA, Avenida 5 Outubro s/n, 8700-305 Olhão, Portugal  
Tel: +351 289 700 504, Fax: +351 289 700 535, E-Mail: mnsantos@ipma.pt

### **Ortiz de Urbina, José María**

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C.O de Málaga, Puerto Pesquero s/n, 29640  
Fuengirola Málaga, Spain  
Tel: +34 952 197 124, Fax: +34 952 463 808, E-Mail: urbina@ma.ieo.es

## **JAPAN**

### **Kai, Mikihiko**

Tuna Fisheries Resources Group, Tuna and Skipjack Resources Division, National Research Institute of Far Seas  
5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka 424-8633  
Tel: +81 54 336 6039, Fax: +81 54 335 9642, E-Mail: kaim@affrc.go.jp

### **Yokawa, Kotaro**

Chief, Tuna Fisheries Resources Group, Tuna and Skipjack Resources Division, National Research Institute of Far Seas  
Fisheries5-7-1 Orido, Shimizu-ku, Shizuoka-City Shizuoka 424 8633  
Tel: + 81 543 36 6046, Fax: + 81 543 35 9642, E-Mail: yokawa@fra.affrc.go.jp

## **MOROCCO**

### **Ayoub, Mohamed**

Biologiste au Centre Régional de Dakhla, Institut National de Recherche Halieutique  
E-Mail: ayoub.mohamed555@gmail.com

## **UNITED STATES**

### **Brown, Craig A.**

NOAA Fisheries Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149  
Tel: +1 305 361 4590, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: Craig.brown@noaa.gov

### **Díaz, Guillermo**

NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 1315 East-West Highway # 13562, Silver Spring, Maryland 20910  
Tel: +1 301 427 8589, Fax: +1 301 713 1875, E-Mail: guillermo.diaz@noaa.gov

### **Schirripa, Michael**

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149  
Tel: +1 305 361 4568, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: michael.schirripa@noaa.gov

### **Walter, John**

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149  
Tel: +305 365 4114, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: john.f.walter@noaa.gov

## **URUGUAY**

### **Forselledo Cladera, Rodrigo**

Dirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Laboratorio de Recursos Pelágicos, Constituyente 1497, 11200  
Montevideo  
Tel: +598 2400 46 89, Fax: +598 241 32 16, E-Mail: rforselledo@gmail.com

## **EXTERNAL EXPERT**

### **McAllister, Murdoch K.**

Fisheries Centre, University of British Columbia, AERL, 2202 Main Mall, Vancouver, B.C. Canada  
Tel: +1 604 822 3693, Fax: +1 604 822 8934, E-Mail: m.mcallister@fisheries.ubc.ca

## **ICCAT SECRETARIAT**

C/ Corazón de María, 8 – 6/7 planta, 28002 Madrid  
Tel: +3491 416 5600; Fax: +34 91415 2612; E-mail: Info@iccat.int

**Pallarés, Pilar**

**Ortiz, Mauricio**

**Kell, Laurence**

**Palma, Carlos**

## LIST OF DOCUMENTS

- SCRS/2013/059 A Description of the Canadian swordfish fisheries from 1988 to 2012, and candidate abundance indices for use in the 2013 stock assessment. Andrushchenko, I., Hanke, A., Whelan, C., Neilson, J.D and Atkinson, T.
- SCRS/2013/097 Updated standardized CPUE of swordfish (*Xiphias gladius*) for the Taiwanese longline fishery in the North Atlantic Ocean, 1968-2011. Sun, C., Su, N., and Yeh, S.
- SCRS/2013/098 Standardizing catch and effort data of the Taiwanese distant water longline fishery in the South Atlantic Ocean for swordfish (*Xiphias gladius*). Sun, C., Su, N., and Yeh, S.
- SCRS/2013/099 Updated catch rates of swordfish from the Moroccan swordfish longline fishery in the North Atlantic, 2005-2012. Abid, N., Ayoub, M. and El Omrani, F.
- SCRS/2013/100 A generalized Bayesian Surplus Production stock assessment software (BSP2). McAllister, M.K.
- SCRS/2013/101 Standardized CPUE of swordfish, *Xiphias gladius*, caught by Uruguayan longliners in the southwestern Atlantic Ocean (1982-212). Pons, M., Forselledo, R. and Domingo, A.
- SCRS/2013/102 Estimations of non-retained capture of swordfish, *Xiphias gladius*, in the southwestern Atlantic Ocean. Forselledo, R., Mas, F., Pons, M. and Domingo, A.
- SCRS/2013/104 Standardized CPUE for swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the Portuguese pelagic longline fishery in the North Atlantic. Santos, M.N., Coelho, R. and Lino, P.
- SCRS/2013/105 Standardized catch rates in biomass for North Atlantic stock of swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish surface longline fleet for the period 1986-2011. García-Cortés, B., Ramos-Cartelle, A. and Mejuto, J.
- SCRS/2013/106 Standardized catch rates in biomass for the South Atlantic stock of swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1989-2011. Ramos-Cartelle, A., García-Cortés, B. and Mejuto, J.
- SCRS/2013/107 Standardized catch rates in number of fish by age for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) of the Spanish longline fleet, for the period 1983-2011. Mejuto, J., García-Cortés, B. and Ramos-Cartelle, A.
- SCRS/2013/108 Preliminary standardized catch rates in number of fish by age for the South Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) of the Spanish longline fleet, for the period 1989-2011 assuming a tentative growth model. Mejuto, J., Ramos-Cartelle, A. and García-Cortés, B.
- SCRS/2013/109 CPUE standardization of the South Atlantic swordfish caught by Japanese longliners for 1990-2012. Kai, M. and Yokawa, K.
- SCRS/2013/110 Standardization of CPUE of swordfish caught by Japanese longliners in the North Atlantic. Yokawa, K. and Kai, M.
- SCRS/2013/111 Updated catch rates of swordfish from the Moroccan swordfish longline fishery in the North Atlantic, 2005-2012. Abid, N., Ayoub, M. and El Omrani, F.
- SCRS/2013/115 Standardized catch rates of swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the Brazilian fleet (1978-2012) using Generalized Linear Mixed Models (GLMM) using Delta log approach. Hazin, H. G., Hazin, F.H.V., Mourato, B., Carvalho, F. and Frédou, T.
- SCRS/2013/116 Standardized catch rates of swordfish from the U.S. dealer landing system with a preliminary consideration of a combined U.S.-Canada pelagic longline fleet dataset. Walter, J., Loretta, M., Hanke, A., Andrushchenko, I. and Brown, C.

**ESTIMATION OF LENGTH – WEIGHT RELATIONSHIP FOR NORTH AND SOUTH SWORDFISH STOCK BASED ON THE CURRENT AVAILABLE FUNCTIONS ADOPTED BY THE SCRS**

The following length-weight relationships were used in the statistical estimation of single function for the North and South Atlantic SWO. Because the original data was not available, all estimations are based in the expected function values.

<i>Current wgt-sze relationship</i>		<i>wgt = alpha*SZ^beta</i>							
<i>Stock</i>	<i>alpha</i>	<i>beta</i>	<i>wgt</i>	<i>units</i>	<i>size</i>	<i>units</i>	<i>Range</i>	<i>Ref</i>	
North									
NW-ATL	4.59E-06	3.137	Dress	kg	LJFL	cm			Turner 1987
CN-ATL	4.20E-06	3.2133	Round	kg	LJFL	cm	80	253	Mejuto et al 1988
NE-ATL	3.43E-06	3.2623	Round	kg	LJFL	cm	93	251	Mejuto et al 1988
South									
SE-ATL	4.35E-06	3.188	Gutted	kg	LJFL	cm	89	266	Mejuto et al 1988
SW-ATL	8.00E-07	3.4966	Gutted	kg	LJFL	cm	75	255	Hazin et al 2001

An initial step was to standardized all functions to the same measure units, size in cm for lower jaw fork length (LJFL) and weight in kg round weight. For this the following conversion factors were used.

<i>Size to size conversion factors</i>						
<i>stock</i>	<i>alpha</i>	<i>beta</i>	<i>function</i>	<i>size pred</i>	<i>size inp</i>	<i>Ref</i>
ATL	7.821534	1.089696	alpha+beta*Szinp	LJFL	EFL	Rey Gonzales-Garces 1978
ATL	10.307257	1.255833	alpha+beta*Szinp	LJFL	OPFL	Rey Gonzales-Garces 1979
<i>Wgt to wgt conversion factors</i>						
<i>stock</i>	<i>alpha</i>	<i>beta</i>	<i>function</i>	<i>wgt pred</i>	<i>wgt inp</i>	<i>Ref</i>
N-ATL	1.324565		alpha*wgt^beta	Round	Dress	Tuner 1987 & Mejuto et al 1988
S-ATL	1.14		alpha*wgt^beta	Round	Gutted	Mejuto et al 1988

Once standardized to the same units, the functions parameters (alpha, beta) of the length-weight were re-estimated. The beta parameter is the same independent of the size measurement. Finally, for estimating a single length-weight function, the parameters alpha and beta were calculated as the geometric mean of the standardized functions. For North SWO, the combined function included the NW-ATL, CN-ATL and NE-ATL. For South SWO, the combined function included the SE-ATL and SW-ATL. The resulted parameter functions are given in the table below.

<b>Wgt - Sze relationship <math>wgt(kg) = alpha*Size(LJFL cm)^beta</math></b>									
<i>stock</i>	<i>alpha</i>	<i>beta</i>	<i>wgt</i>	<i>units</i>	<i>size</i>	<i>units</i>	<i>Range</i>	<i>Ref</i>	
N-ATL	4.45373E-06	3.203784011	Round	kg	LJFL	cm	80	253	
S-ATL	4.96E-06	3.188	Round	kg	LJFL	cm	89	266	Mejuto et al 1988 – Hazin et al 2001

## REPORT OF THE 2013 ATLANTIC SWORDFISH STOCK ASSESSMENT SESSION

*(Olhão, Portugal, September 2-10, 2013)*

### SUMMARY

*Atlantic Swordfish Stock Assessment Session. The meeting was held in Olhão, Portugal, 2-10 September 2013. The objective of the meeting was to carry out stock assessments of the North and South Atlantic swordfish stocks.*

### RÉSUMÉ

*Session d'évaluation des stocks d'espadon de l'Atlantique. La réunion a eu lieu à Olhão (Portugal) du 2 au 10 septembre 2013. L'objectif de cette réunion consistait à mettre à jour l'évaluation des stocks d'espadon de l'Atlantique Nord et Sud.*

### RESUMEN

*Sesión de evaluación de los stocks de pez espada del Atlántico. La reunión se celebró en Olhão, Portugal, del 2 al 10 de septiembre de 2013. El objetivo de la reunión era actualizar la evaluación de los stocks de pez espada del Atlántico norte y sur.*

## 1. Opening, adoption of the Agenda and meeting arrangements

The meeting was held at the IPIMA Centre, Olhão, Portugal. Local arrangements were made by Dr. Miguel Neves dos Santos (incoming Swordfish Coordinator), and Dr. R. Coelho. Dr. John Neilson, meeting Chairman, welcomed meeting participants (“the Group”) and presented the general arrangements of the meeting. Dr. Neilson proceeded to review the Agenda which was adopted with some changes (**Appendix 1**). Dr. Neilson reminded the Group that the Agenda was prepared to address the objectives presented in the Swordfish Work Plan for 2013 approved by the SCRS in 2012 (see ICCAT, 2013).

A list of meeting participants is attached as (**Appendix 2**) and the list of scientific documents presented at the meeting is attached as (**Appendix 3**).

The following participants served as Rapporteurs for various sections of the report:

<i>Section</i>	<i>Rapporteurs</i>
1, 9, 10	J. Neilson
2	W. West
3	G. Diaz, H. Hazin
4	C. Brown, M. Neves dos Santos
5	G. Diaz, A. Domingo
6	J. Walter, K. Yokawa, A. Hanke
7	J. Walter, M. Kai, A. Hanke
8	L. Kell, A. Hanke
9	M. Neves dos Santos, J. Neilson
10	M. Neves dos Santos, J. Neilson

## 2. Review of biological data, including tagging information

Document SCRS/2013/161 presented a hypothesis of a recent poleward shift of swordfish in the North Atlantic. Based on observations of opposing trends in abundance for northern Swordfish, the document suggested the possibility of a shift in abundance from warm, southern latitudes to cooler, more northern latitudes. Several of the observed indices of abundance changed sharply in direction from negative to positive, while others showed

an opposite change. The observed changes in the direction of the abundance indices correspond with changes in trends in the size of the Atlantic Warm Pool (AWP), the change in sign of the Atlantic Multidecadal Oscillation (AMO), and the North Atlantic Oscillation (NAO). To quantify a possible relation between the changes in abundance and the various candidate environmental indices, we ran the assessment model without the influence of the environmental data and regressed the residuals of the fit to the CPUEs to the various environmental indices (**Figure 1**). Given the suspected temperature tolerance limits of swordfish, it is possible that either their preferred habitat has moved north, a preferred prey species, or both. It was further noted that the timing of the annual northward migration of swordfish corresponded with the annual cycle of the Atlantic Warm Pool (**Figure 2**).

Swordfish are generally caught on the cold side of oceanic fronts, in contrast to some pelagic sharks that can be found on the warm side. As oceanic fronts shift, we can assume that the swordfish will either move with the front (horizontal shift) or change their diving patterns (vertical shift) in response. Subsequently, the Group discussed the possibilities of either a shift or an expansion of the stock in response to environmental factors. Further research into the depth to which the Atlantic Warm Pool extends will be a valuable addition, since swordfish dive and can feed deep. The observed changes in the indices of abundance were based on fisheries dependent data which may not accurately indicate changes in stock abundance, but a correlation with an effort shift. This environmental variable hypothesis has implications for and requires consideration in spatial and sex-based stock assessment models, at the abundance indices level or in the model itself.

Document SCRS/2013/151 presented the horizontal tracking of 21 swordfish tagged with pop-up satellite tags in the central and eastern North Atlantic. The analysis of the horizontal movements evidenced seasonal patterns with fish generally moving south by winter and returning to the temperate foraging grounds in spring. Although movements mainly took place latitudinally, fish tracks showed some connectivity across the north Atlantic. Average estimated daily displacements were  $24.68 \pm 19.51$  km·day<sup>-1</sup>, and could eventually average ~ 100 km·day<sup>-1</sup>. The longest track recorded totalled more than 10,000 km. Preliminary results suggest that swordfish show a remarkable physiological versatility, inhabiting Atlantic waters with SSTs ranging from 10.1 to 28.6°C, and subject to environmental temperatures from <4°C to 28° C, with daily shifts frequently over 15°C (mean  $9.25 \pm 5.69$ ). Fish showed a clear diel pattern in vertical behaviour, and may be feeding at depth during daytime and staying in the mixed layer at night. Statistical analyses showed no spatial-temporal difference in vertical migration behaviour, although this can be partially due to the limitations of the PSAT transmitted data. This information will improve as new PSAT data become available and will help on the formulation of assessment models.

The Group appreciated the retrospective tagging results accompanied by a video depiction of the horizontal movements. The various latitudinal and longitudinal movements were noted in relation to a previous coastal tagging study. Further analyses of the vertical temperature profile will be conducted. The Group enquired on the accuracy of the estimated locations and the possibility of sex identification during tagging. Tagging work was encouraged and has the potential for inclusion in stock assessment models in the future.

Document SCRS/2013/153 presented a study of age and growth of South Atlantic swordfish. A total of 406 anal fins of South Atlantic Swordfish were collected from 2006 to 2013. Fins were classified in three types and the type A was the most common one found. Several biometric relationships between ray section measurements and lower jaw fork length (LJFL) were analysed. A better focus description for swordfish age interpretation has been developed. Mean sizes by age and growth parameters were estimated for this stock ( $L_{\infty} = 358.65$ ,  $k = 0.092$ ,  $T_0 = -1.929$ ) using the Standard Von Bertalanffy model, which showed the better fit in comparison with other VB models. No clear results have been obtained when indirect validation tests (edge type and MIR) were applied.

The retrospective results reflect the age and growth in North Atlantic swordfish. Splitting the sexes in the plot will be useful to observe the difference in the growth curves. The Group inquired whether there was a significant difference between the male and female growth models, as this would have an implication for sex based stock assessment models that currently aggregate sexes. Additionally, a difference in natural mortality between the sexes would have the same implication. The authors are yet to validate the work done and increase the size ranges.

### **3. Review of catch data, including catch at size and fisheries trends**

The Secretariat indicated that there were no updates to the Task I and II data with the exception of the inclusion in the Task I table of the 2012 catches submitted by the CPCs. The 2012 reported catches for the northern and

southern stocks amounted to 13,134 and 10,392.5 t, respectively (**Table 1**). The Group noted that there were no 2012 catches reported for a few CPCs for both the northern (8 CPCs) and southern stock (1 CPC). For these CPCs, the Group agreed to use the average value of catches reported for 2009-2011 as an estimate for 2012 to use in the projections (**Table 2**). After estimating the 2012 missing catches, total catch amounted to 14,038 t for the northern stock and 10393 for the southern stock.

### ***Fishery descriptions***

South Africa: Longline fishing in South African waters began in the 1960s by foreign flagged vessels targeting southern bluefin tuna and albacore. Interest to start a local fishery began in 1995 when foreign vessels successfully targeted and caught tuna. An experimental fishery targeting tunas and swordfish began in 1997 which developed into a formal fishery in 2005. The fishery is coastal and swordfish-oriented effort concentrates in the southwest Indian Ocean region (20°-30°S, 30°-40°E) and along the South African continental shelf in the southeast Atlantic (30°-35°S, 15°-18°E). On average, 15 South African vessels are active in a year and target swordfish in 20-30m length vessels. Additionally, foreign flagged vessels catch swordfish as bycatch. Catches peaked in 2001 and 2002 and has been on the decline since then with an average of <200 t per year over the last 5 years. The fishery is effort controlled and restricted to 50 active vessels per year. Of the 50 vessels, fewer permits (20) were made available for swordfish targeting to reduce pressure, particularly in the Indian Ocean.

Fishery descriptions for other CPCs can be found in the 'Report of the 2013 Atlantic swordfish data preparatory meeting'.

## **4. Relative abundance indices**

### ***4.1 Relative abundance indices – North***

Available catch per unit effort (CPUE) series were evaluated by the Group during the 2013 Atlantic swordfish data preparatory meeting (SCRS/2013/015), and certain indices were identified as suitable for use in assessment models (Japan, Portugal, Morocco, Canada 1 and 2, Spain age-specific and age-aggregated, and USA 1 and 2). However, in some cases the Group had asked for further clarification or additional analyses. During the data preparatory meeting, the Group had also provisionally decided to exclude the Chinese Taipei indices from use in the assessment models pending further information regarding the standardization calculations and data treatments addressing targeting. Therefore, initial discussions focused on any changes or updates to the indices since the data preparatory meeting, as well as responses to questions arising during the data preparatory meeting.

Spanish, Portuguese, and U.S. scientists confirmed that there were no changes or updates to the indices from their fisheries since the data preparatory meeting. During that meeting, the Group had expressed concern regarding the inclusion of a year\*quarter interaction as a fixed effect in the Moroccan indices, as this can affect the estimation of the year effect (which is the proxy for the relative abundance). The Group had recommended that the author explore modeling the interaction as a random effect. No Moroccan scientist was present for the assessment meeting, and no new index had been provided. Nevertheless, the Group agreed provisionally to use the Moroccan indices in the assessment models.

As requested by the Group, the Japanese index for Area 5 was revised to include the earlier time period. During the data preparatory meeting, the Group had noted that Japanese longliners changed their gear configuration frequently in the tropical areas in the 1990s due to the rapid improvement of gear materials, and that gear configuration had not changed greatly in Area 5 (temperate area of the northwest Atlantic). Since the Area 5 indices would not reflect such large influences from changing gear configuration, Area 5 indices were used in the assessment models.

New Canadian indices were presented in response to the Group's request to move all interactions with the year effect to the random component of the mixed effects model and to address possible year by bait interactions. In this iteration, both longitude and latitude were introduced as predictors but only latitude was retained. Area was introduced as a fixed effect and an area-year interaction was introduced in the random component of the model with separate slopes and intercepts estimated for levels of hooks used. A variation of this was also examined involving the estimation of separate slopes and intercepts for each level of bait. The estimates of year effects were similar to those documented in the paper and it was determined that the trends estimated were a function of how we marginalize the effect of predictors that do not index the stock. The method adopted was to set all continuous predictors at their mean value and the categorical predictors at the level associated with swordfish

fishing (area=4W; bait=fish; quarter=3; hook=J). The Group recommended that data from 1962 (for which samples sizes are low) be removed from the analysis; this analysis was conducted and the results presented to the Group for inclusion in the assessment models. In addition, the Canadian scientist clarified that the Canadian CPUE data were standardized in a single model, and that the results should be considered as a single index series, with a gap from 1971-1978.

The Group considered whether or not the U.S. indices could be reconstructed as a single series taking into account new information provided by U.S. scientists that analyses of catch rates from observer data and catchabilities estimated in preliminary stock synthesis runs could not detect a statistical significance between the catch rates using J- and circle-hooks (the reason for the construction of separate indices was the introduction of domestic management measures requiring the mandatory use of circle hooks in 2004). However, it was noted that the original conclusion that the use of circle hooks (in combination with squid bait) reduced catch rates emerged from a controlled experiment permitting side-by-side comparisons of hook type. Therefore, the Group decided to maintain the split between USA 1 and USA 2.

Document SCRS/2013/154 presented indices of abundance derived from the Chinese Taipei longline fleet data and the author responded to the concerns/questions raised by the Group during the data preparatory meeting. It was confirmed that the standardized CPUEs of swordfish were calculated using the LSmeans of the modelled YEAR effects. The author also clarified that separate abundance indices were developed for three periods (1967-1989, 1990-1999 and 2000-2012), and that the reason why the index considering gear configuration (e.g. hooks per basket) began in 2000 (rather than 1995 when such data began to be incorporated in the data base) was that gear configuration data were sparse during the period 1995-1999. The Group appreciated the clarifications and further information, but nevertheless maintained the recommendation that the Chinese Taipei indices not be used for the north Atlantic assessment models considering the relatively small catch levels spatial coverage of this fleet in the north Atlantic especially in recent years.

The final CPUE indices, in biomass, developed by CPC scientists are shown in **Table 3** and in **Figure 3**. To facilitate visual comparison of the annual trends, the plotted values of the indices were rescaled to the mean of the overlapping years; i.e., the individual standardized index trends were adjusted proportionally to have the same average level (1.0) within the period of greatest overlap (2006-2011). As USA 1 does not include these years, its plotted values were rescaled such that its average values during the period 1997-2003 equal the overall average of the plotted (rescaled) values of the Canadian, Portuguese, and Spanish indices during the 1997-2003.

During the data preparatory meeting, the Group had recommended updating the biomass combined index to run the continuity scenario from 2009 stock assessment. CPC scientists from the major longline fleets operating in the North Atlantic (USA, Spain, Canada, Japan, Morocco and Portugal) submitted catch and effort data, at varying levels of aggregation, which the Secretariat used to calculate the combined index (SCRS/2013/139). As in past analyses, main effects included: year, area, quarter, a nation-operation variable reflecting gear and operational differences thought to influence swordfish catchability, and a target variable (based on the percentage of swordfish in the catch) to account for trips where fishing operations varied according to the main target species. The combined index is shown in **Figure 4**, rescaled to the final fishery specific indices.

The Group considered that, conceptually, this approach standardizing across the data from the major fisheries had the potential to better reflect overall stock abundance when compared to indices constructed from data for individual fisheries, given that this global approach would have higher sample sizes and broader spatial coverage, and might better account for changes in local availability. But the potential of this analysis could be hampered by several factors: (1) the observations generally had a higher level of aggregation than the original data that might be available to CPC scientists; (2) level of aggregation was inconsistent across fleets (i.e., by trip/gear category/avg. effort, by trip with detailed gear/effort collected separately, by month/gear category/5X5 degree square), resulting in disproportionate representation in the data and inconsistent levels of effort represented by each data point; and (3) the lack of auxiliary information, which might be available to CPC scientists constructing fleet-specific indices, sometimes at a set level, by virtue of observer programs or logbooks or from outside sources given more precise set location data; such auxiliary information could potentially better account for changes in targeting or the influence of environmental factors.

As had occurred during the data preparatory meeting, there was discussion on the appropriateness of the inclusion of an explanatory variable (in this case, the targeting variable based on categories defined from the proportion of swordfish in the catch) that is derived from (or directly related to) the dependent variable. The concern is that the model will calculate that changes in catch rates are caused by changes in level of target category, when in fact changes in abundance may be reflected in catch levels that in turn change the target

category independent of any changes in fishing strategy. In such a case, the standardization model would tend to adjust high catch rates down, and low catch rates up, masking underlying trends. An alternative point of view was that, in the absence of detailed information on changes in fishing strategy (such as gear configuration and bait), the ratio of swordfish in the catch was the best way to discriminate between effort directed at different species. Although the Group did not reach consensus on this point, a new sensitivity standardization analysis conducted removing the target variable resulted in essentially no change to the estimates of the index, and showed some narrowing of the confidence interval .

Considering the influence of the combined index on model results, and the fact that substantial differences from the index calculated for the last assessment are observed for some years, the Group discussed how this apparent uncertainty could be quantified or characterized in the assessment results and resulting management advice. To better understand the source of these differences, the Group requested a plot of the nominal catch rates calculated from the observations used for the combined index calculations in 2009 and for the current assessment (**Figure 5**).

During the data preparatory meeting, the use of the data derived from dealer landings reports was rejected for use in the calculation of USA indices, in favour of data derived from the observer program, despite the shorter time series of data collected by observers. Observer data are available at the set level, and include data on many set-specific variables (e.g. bait, gear configuration, etc.), but there was a change over time in how dealer landings data were collected over time, from a voluntary program with a selection bias (with possible overestimation of fleet catch rates), to a mandatory program, with linkage to logbook information on location and gear only available later in the period. Despite the previous decision that the best, and least biased, catch rate data were from the observer program, USA domestic rules regarding data confidentiality prevented the submission of these landing data (used in the standardization of the USA 1 and USA 2 indices), resulting in potentially biased data from the U.S. CPUE. The potentially biased dealer landings data retained a much higher number of observations following the application of the minimum aggregation criteria, when compared to the observer data, although some data could not be provided due to having to exclude stratum with that did not meet confidentiality requirements. The effect of excluding the stratum with lower number of dealer landings observations is not known. As has been recommended in the past by the SCRS, the Group continues to recommend that some mechanism be developed, either within the current ICCAT confidentiality rules, or through some modification of the system, to enable the sharing of such critical high-resolution (low aggregation) data.

Since the data were not available to calculate a combined index for the south Atlantic swordfish stock, combined indices were developed using an approach that has been employed for several other SCRS stock assessments (e.g. tropical tunas, billfish), in which yearly index values are calculated from the available fishery specific standardized indices, using the natural log of the yearly index values as input to a GLM with the fleet as an effect. The resulting LSmeans are then back-transformed to produce the combined index values. This procedure also permits weighting each index by the area of coverage or catch (**Table 4**).

The differences between combined indices constructed in this manner, and those constructed by standardizing across the catch and effort observations provided by the CPCs, could not be evaluated in the south Atlantic. To aid the interpretation of results in the south Atlantic, in the absence of a combined index constructed from observations, the Group decided to conduct this comparison for the north Atlantic. The indices produced through the GLM approach, unweighted, weighted by area, and weighted by catch, are shown along with the continuity case combined index in **Figure 6**. The various weighting schemes generally had modest effect among GLM combined indices. The GLM and continuity combined indices were similar in some cases, but the GLM values were sensitive to instances when only one index was available, and the continuity combined index estimates a much higher value for 1963. The Group noted that the differences in information provided by the GLM combined indices from the continuity index appeared to mimic the difference in information between the individual indices and the continuity index.

#### **4.2 Relative abundance indices – South**

Six data sets of relative abundance indices (Brazil, Spain, Uruguay, Japan, Chinese Taipei and South Africa) were made available to the Group. These CPUE indices were standardized using various analytical approaches, as presented during the Data Preparatory meeting (Madrid, 3-10 June 2013). Details on the data series and methods used were provided in documents: SCRS/2013/098, Brazil; SCRS/2013/108, Spain; SCRS/2013/101, Uruguay; SCRS/2013/109, Japan; SCRS/2013/098, Chinese Taipei. Some of these relative abundance indices were presented in terms of standardized CPUE in number, therefore the Group requested national scientists (Brazil, Japan and Chinese Taipei) to convert these numbers in to biomass. This task was made by multiplying the annual standardized CPUE in number by the mean weight of the catch-at-size as provided by the Secretariat. These standardized CPUE (in weight) series then revised by the Group.



*Brazil:* Improvements were made to the last CPUE index which resulted in a reduction of the interannual variability in the new index. However, interannual variability still remained (i.e. particularly high in 2010) which might be the result of the very heterogeneous nature of the Brazilian fleet instead of the true trend of biomass. The Group believes that the increase in the abundance index for the species may be an overly optimistic representation of the recent trend in southern Atlantic swordfish biomass. Therefore, the Group decided not to include this series in the stock assessment modeling process.

*Spain:* The standardized series showed a flat and fairly stable trend over time period (1989-2011). The Group decided to include this series in the stock assessment modeling process.

*Uruguay:* An update of the standardized catch rate of swordfish caught by the Uruguayan longline fleet in the South western Atlantic Ocean between 1982 and 2012 was presented. As suggested during the data preparatory meeting and used during the previous swordfish stock assessment, the CPUE series was split in two periods (1982-1992 and 1993-2011) due to a change in the target species in 1992. Moreover, as there have been changes in fleet dynamics that occurred after 2010, due to labour conflicts and changes in market demands that resulted in a sharp reduction in the fishing effort, the Group agreed not to include the years 2010 to 2011 on this series for the purpose of the stock assessment modeling process.

*Japan:* In the last swordfish stock assessment (2009), Japan submitted standardized CPUE for south Atlantic swordfish with the time series broken in two separate series (1975-1989 and 1990-2007) since there had been clear operational changes (changes on gear configuration for deeper setting in the second period) (Yokawa, 2010). In the data preparatory meeting in July 2013, Japan only updated the later part of the CPUE time series (1990-2012) as no new information was available for earlier time series. The Group agreed to also include the earlier time series (1975-1989) for the base case run as it was already reviewed and adopted at the last stock assessment in 2009. National scientists also suggested the removal of the years 1990 and 1991 from the time series, as these years may not be well represented. Because of possible data contamination due to discarding in the North (vicinity of the stock boundary at 5°N), the Group decided to exclude the data corresponding to the period 2000-2005 and to the area north of 15°S (northern area) from the standardized CPUE series, for the purpose of the stock assessment modeling process.

*Chinese Taipei:* – The document SCRS/2013/155 presented an updated version of the standardized catch rate of swordfish caught by the Chinese Taipei longline fleet in the South Atlantic Ocean between 1967 and 2012, as requested by the Group. The series was split into three different series corresponding to the periods 1967-1989, 1990-1999 and 2000-2012, due to changes in the fishery (lower depth of setting in the early years; a shift on the fishing ground towards the tropical area as a results of a shift on the target specie to bigeye tuna) and the type of data available (e.g. the number of hooks per basket only available since 2000). The Group decided to use these series as a sensitivity analysis run for the stock assessment modeling process.

*South Africa:* The document SCRS/2013/159 presented a standardized catch rate of swordfish (in number) caught by the South Africa longline fleet in the South Atlantic Ocean between 1998 and 2012. The analysis used a GLM modeling approach, which used as explanatory variables: year, month, total number of hooks per set, catch location, flag, target species, vessel name size (LOA). The Group acknowledged the effort made and recommended further improvement regarding the model formulation and the predictions for extracting the year factor for the standardized index. Therefore, the Group decided not to include this series in the stock assessment modeling process.

The standardized CPUE series presented show different trends and high variability which indicates that at least some are not depicting trends in the abundances of the stock. The available indices are summarized in **Table 5** and illustrated in **Figure 7**. To facilitate visual comparison of the annual trends, the indices were scaled to the mean of the overlapping years.

Two combined indices were produced (summarized in **Table 6** and **Figure 8**), one excluding Brazil and the other excluding both Brazil and Chinese Taipei data series. To facilitate visual comparison of the annual trends, the indices were scaled to the mean of the overlapping years. The GLM for the combined CPUE index was weighted by the 5°x5° of the area fished by each fleet in each year. The index was calculated as the bias-corrected back-transformed LSmean index (estimated on the log-scale). For the combined index which excluded Brazilian data series only, the standard error for the back-transformation was taken as the geometric mean of the last three years so that the extremely high standard error on the estimate for 1967 has less influence on the mean.

## 5. Methods and other data relevant to the assessment

At the June 2013 Atlantic swordfish data preparatory meeting, the Swordfish Working Group supported the effort to incorporate more of the available swordfish data into the assessment process by using other assessment platforms besides the surplus production model ASPIC used in previous assessments. The Group reviewed the available data and platforms, and it also considered the necessary expertise required to run the assessment models available. The Group recommended that besides ASPIC, the assessment also use the Stock Synthesis (SS3) and Bayesian Surplus Production (BSP2) models. The incorporation of these two models into the assessment process would allow for the use of priors derived from life history information, environmental data, lengths, and age specific CPUEs.

The Group discussed the possibility of including 2012 data to estimate stock status even though the 2012 swordfish Work plan indicated that the stock assessment would be conducted only with data through 2011. It was agreed that the Group should not depart from the 2012 work plan and, hence, conduct the stock assessment with data to 2011. However, the Group also agreed to perform some exploratory runs including 2012 not with the goal of providing management advice but to assess the current stock trend.

### 5.1 North

#### 5.1.1 ASPIC Production model

The Group pointed out that during the 2009 assessment the parameter  $B_1/K$  was fixed at the value 0.85 because efforts to estimate this parameter resulted in non-convergence of the model for the northern stock. As part of a continuity case, the Group agreed to fix the  $B_1/K$  parameter to the same value used in the last assessment. However, given that preliminary runs reached model convergence while estimating  $B_1/K$ , the Group agreed to estimate all parameters in all other ASPIC runs. The Group also agreed to project the ASPIC model used in the 2009 assessment with the 2009, 2010 and 2011 reported catches to compare with the results of the current assessment.

In applying production models to North Atlantic swordfish, the Group used the dynamic (non-equilibrium) model (ASPIC v5.55) adopted previously by the SCRS for several species including swordfish. This version of ASPIC is parameterized in terms of  $MSY$ ,  $K$ , and  $B_1$  (first year)/ $K$ , the model was formulated as in the 1994, 1996, 1999, 2002, 2006 and 2009 assessments. The initial settings of the models were as follow: (i) 1950 ( $B_0$ ) biomass constrained to equal  $0.875 * K$  (equivalent to  $1.75 * B_{MSY}$ ) or  $B_0$  be estimated, other parameters  $MSY$ ,  $K$  and catchability coefficients being estimated; (ii) Logistic production model assumption; and (iii) optimize model conditioned on catch. Least absolute values minimization was used. At prior assessments, sensitivity analyses were conducted to evaluate sensitivity to this and other factors. Other model settings such convergence criterion, search solution, restarts during optimization and initial start values for parameters as given in (**Table 7** Input file ASPIC).

The data used in ASPIC production modeling and in the sensitivity analyses were the total North Atlantic reported catch from 1950 to 2011 including estimated dead discards (**Table 7**) and the CPUE combined biomass N-SWO index as described in Section 4.1 (**Figure 4**). At this assessment, sensitivity analyses were conducted to evaluate the effect on the model of the different data index input. **Table 8** and **Table 9** summarize the sensitivity scenarios considered during the evaluation, briefly considering a single index or multiple fleet indices, fixing or estimating all parameters. Other sensitivity analyses included standard protocols for retrospective analysis, cross-checking analysis, and evaluation of the shape parameter assumption for the Surplus Production Model.

It should be emphasized that the lumped biomass production models assume that the input CPUE series are proportional to biomass with some degree of random variation and both can give misleading results when this assumption is violated. The indices of biomass were assumed to be lognormally distributed.

Five alternative runs were considered by the Group (**Table 10**): **1**) a run using a single standardized index involving the combined data of Spain, USA, Canada, Portugal and Japan fit with the logistic function to the total catch where  $B_1/K$  was freely estimated, **2**) a continuity run configured as in run1 but with  $B_1/K$  fixed at 0.85 (as in 2009), **3**) a run1 variant using a Fox surplus production model, **4**) a run1 variant using separate unweighted indices that were standardized together and fit to the respective catch of each flag and **5**) a run using 7 unweighted indices (including Morocco and USA split) standardized by flag and fit to the respective catch by flag using a logistic surplus production model.

### 5.1.2 Bayesian Surplus Production Model

A full description of the BSP methodology applied for North and South Atlantic swordfish was presented in document SCRS/2013/100.

For the BSP base case run for North Atlantic swordfish, all inputs, assumptions, and settings were based on the best available information and most common practice with BSP within the context of fish stock assessment applications of BSP. The following list summarizes the key settings for the North Atlantic swordfish case study applications:

- A Monte Carlo life table/ Leslie Matrix approaches were applied to develop a prior for  $r$  for North Atlantic swordfish using life history data from the 2013 data preparatory meeting and the ICCAT website (see Appendix A in SCRS 2013-100 for details).
- For the North, the stock trend index was the stock trend index produced by the Secretariat using GLM standardization which was consistent with common practice since about 1989.
- Likelihood function of the abundance index data follows a lognormal distribution as in was applied in the BSP run in the 2009 stock assessment of North Atlantic swordfish (ICCAT, 2010).
- Schaefer surplus production function ( $B_{MSY}/K=0.5$ ) (as in ICCAT 2010).
- Prior mean  $p_0$  ( $B_{1950}/K$ ) for the north was 0.875, prior  $SD(\log(p_0))=0.25$  as was applied in the BSP run in the 2009 North Atlantic swordfish assessment ICCAT (2009).
- For North Atlantic swordfish, the standard deviation in process error deviates ( $\sigma_{process}$ ) was set at 0.05 since there were very few deviates from model predictions that were much larger than this for the majority of the time series and apart from the first decade no noticeable serial autocorrelation in deviations in fits of the model to the data.
- A uniform prior on  $K$ , and uninformative prior for  $q$
- Lag 1 autocorrelation with the autocorrelation coefficient,  $\rho$ , set at 0.5 starts in 2012 (see Stanley et al. 2009 for the equations).
- For the north, the CV for the combined stock trend index was obtained by iterative reweighting, with fixed observation error from survey imprecision and process error components determined by fitting the BSP model to the data to find the parameter values that give the maximum posterior density (mpd).

Sensitivity tests were conducted to evaluate the effect of stock assessment model assumptions on stock status and projection results. A summary of the additional model runs carried out for North Atlantic swordfish is provided in **Table 10**, and a brief description of each analysis is provided below.

Prior distribution for  $r$  and  $K$ : To evaluate the sensitivity of model results to the prior distributions for the key parameters  $r$  and  $K$ , additional runs were conducted: one with a uniform prior on  $\log K$  prior and a lognormal prior for  $K$  with a mean of 200,000 tons and a SD in the log of  $K$  of 0.8. Runs were also carried out with a high prior mean for  $r$  and a low prior mean for  $r$ . The low  $r$  prior was obtained by applying a prior mean for  $r$  (0.28) that was two thirds of the reference case prior mean, while the high  $r$  prior was obtained by using a prior mean (0.56) that was one third higher than the reference case prior mean (0.42). The prior CVs were held constant at 0.39. To evaluate the joint effects of uncertainty in  $r$  and  $K$ , two other runs were carried out (see **Table 11**).

Uncertainty in the standard deviation (SD) in process error ( $\sigma_p$ ) and deviates in annual stock biomass – Due to having one only time series of abundance, it is not possible to jointly estimate  $\sigma_p$  and the standard deviation in observation error for the different abundance indices ( $\sigma_o$ ). We thus evaluated the sensitivity of results to applying a lower and higher value for  $\sigma_p$ . The values applied in this sensitivity analysis were 0.005, 0.01, 0.05, 0.075, 0.10 and 0.15.

Uncertainty in the form of the surplus production function – It is typically not possible to estimate the third parameter in generalized surplus production functions such as the Fletcher or Pella Tomlinson models (Quinn and Deriso 1999). It is common thus to apply only the Schaefer surplus production model for which  $B_{msy}/K$  is fixed at 0.5. McAllister *et al.* (2000) provide a variant of the Fletcher production function that can incorporate an informative prior for  $r$  and avoids the infinite slope at the origin of the Fletcher and Pella Tomlinson functions when  $B_{msy}/K$  approaches and drops below  $1/e$  (about 0.368). The original BSP and updated BSP2 software packages include this Fletcher model variant. We evaluated the sensitivity of results to setting  $B_{msy}/K$  at 0.1, 0.2, 0.3, 0.4 and 0.6.

For diagnostic analyses three different sets of model runs were carried out. In one set the influence of each CPUE time series was evaluated by leaving out one time series at a time when the model was fitted to the six CPUE series by flag. In a second set of runs, the influence of each recent year of data on results was evaluated by fitting the model to the CPUE data with one year of CPUE data removed at a time. The model was projected to the latest year with data (2011) using the catch records to test predictions of the model against those provided when the model was fitted to all years of data. These sets of diagnostics runs were carried out for runs with the combined CPUE index and the set of indices by flag.

For a third set of diagnostic analyses, post model, pre-data runs were carried out using a few different priors for  $K$ , to evaluate the effect on the model output distributions for key quantities of interest of running the model with the priors and the catch data. The marginal prior and posterior *pdfs* of  $r$  and  $K$  are plotted to show the extent to which priors have been updated by fitting the model to data.

The possibility of updating the reference case settings was allowed for based on Bayes factor results obtained after fitting the model to the data in the different sensitivity analyses. We applied conservative criteria for updating the reference case settings to reduce the possibility of making excessively frequent and numerous changes or poorly justified changes that could result from random variation in the data when reference case settings are actually better approximations than the alternative settings. We would consider suggesting a revision of the reference case settings only if there was a very strong weight of evidence (e.g., a Bayes factor of less than 1/50 (see below)) against the reference case setting compared to the most credible alternative setting for some model component) in the posterior results.

### 5.1.3 Stock Synthesis

Based on data presented at the 2013 Swordfish Data Preparatory Meeting, the SS model was configured using ten longline fisheries and one “other”. The longline fisheries were Spain, United States, Canada, Japan, Portugal, Chinese Taipei, and Morocco (some fisheries were split). These fisheries collectively accounted for 92% of the total northern Swordfish landings, with the other countries and gears making up the remaining 8 percent. The SS configuration uses one season, one area, and two sexes. These dimension decisions were based on addressing the goal of adding completeness but in a “first step” and parsimonious manner so as not to unnecessarily over parameterize the model.

Direct observations of age-at-size provided by Venezuela were used to estimate growth parameters. Natural mortality for females was fixed at 0.20 per year and estimated for males. Maturity was made to be 50% at age-5 and 100% thereafter. Fecundity was made a function of body weight.

Length samples by sex for the eight fisheries were available from about 1978 to 1998. After 1998 only unisex lengths were available for use. Sex ratio by length from Canadian and U.S. observer program was used for those fleets for years without sex specific lengths. Means body weight of fish from Canada and U.S. (observed, retained fish) were used in the fit (those fisheries were all that was available).

Discards were taken from Task I tables provided at the Data Preparatory Meeting. For those CPCs that reported “significant” dead discards (U.S. and Canada) a release mortality of 100% was assumed (to match the discards exactly). For those CPCs that did not report discards to the ICCAT, discards were not considered.

Variance reweighting was used on the CPUE time series as well as the length compositional data according to estimates produced from an initial model run.

Several different model configurations were investigated by the Group. The three model configurations used to depict the range of the possible status of the northern swordfish stock in 2011 were chosen to represent variation in two major assumptions of the base configuration. These were the allowance of dome-shaped selectivity in some fleets versus asymptotic selectivity in for all fleets, the inclusion and exclusion of the environmental covariate (Atlantic Warm Pool) on the catchability of some fleets with regard to the associated CPUE time series, and a fixed or estimated value for steepness.

Selectivity was made to be length based with all ages (0-25) available. Two selectivity configurations were considered: (1) dome-shaped selectivity was allowed for Spain, U.S. and Morocco, and asymptotic selectivity assumed for Canada, Japan, Portugal, Chinese Taipei, and “other”; (2) forced to be asymptotic for all fleets. Spanish age-specific CPUE was modelled as a function with age with all lengths being made fully available. When seemingly dictated by the fit residuals with regard to minimum legal regulations, several fisheries peak

selectivity parameter was made time varying by before-and-after 1990, when the 125 cm minimum size regulation was adopted. Fits to length compositions that could obviously benefit from this blocking were Spain, U.S., and Canada.

Annual catchability for the U.S., Canadian, and Japanese fleets as well as the Spanish age-specific CPUEs were modelled with two configurations: (1) forced to be constant every year, (2) made to deviate according to the annual size of the Atlantic Warm Pool (AWP). This decision was based on the conclusions that were drawn from work presented at the meeting (SCRS/2013/161).

A Beverton-Holt stock recruitment relation was either (1) assumed with maximum recruitment and steepness being estimated with a prior of 0.83 and a standard deviation of 0.11 and assuming a full beta distribution, or (2) fixed at a value of 0.83. When estimated, steepness tended to hit the upper bound so it was fixed at 0.83 to remain consistent with the value that was used to develop the prior for other models under consideration.

## 5.2 South

### 5.2.1 ASPIC Production model

The Group used an updated version of the non-equilibrium surplus production model ASPIC (version 5.34.6 from the NMFS tool box, note that for projections ASPICP.EXE, version 4.13 was used) adopted by the SCRS for several species including swordfish. Data from 1956 to 2011 were used as input for the model. The fleets included separately in the initial analysis were Brazil, Chinese Taipei (3 separate indices), Japan (2 indices), Spain, and Uruguay (2 indices), (Section 4.2). The index of abundance for the Brazilian fleet was converted from number of fish into weight by using average weight from the catch-at-size files (Task II). The landings for those fleets for which indices of abundances were not estimated were added to the landings of the Japanese longline fleet. The model runs followed the same settings used for the 2006 assessment (Anon. 2007b), B1/K parameter was fixed at the value 0.875 and final values of MSY and K were model estimated. The model was fit using the sum of squares objective function.

The Group also decided to use two combined indices use as input for the ASPIC model as described in Section 4.

The base case included the fleets listed above and their associated indices of abundance as described in Section 4.2. The outcomes were not sensitive to this method.

- 1) Sensitivity run with 8 individual indices of abundance weighted equally including the Chinese-Taipei index.
- 2) Run with 5 individual indices of abundance without including the Chinese Taipei index.
- 3) Combined biomass index (estimated with Chinese Taipei) weighted by area fished.
- 4) Combined biomass index (estimated without Chinese Taipei) weighted by area fished.
- 5) as in run1 but with B<sub>1</sub>/K not fixed and
- 6) as in run2 but with B<sub>1</sub>/K not fixed. For runs where an index was dropped, the catch was attributed to Japan.

The rationale for choosing the separate index runs with and without Chinese Taipei was based upon the data preparatory meeting decision that this index should be considered as a sensitivity run. The same rationale was applied to construct the combined index with and without the index from Chinese Taipei. The decision to weight separate indices equally was based upon an *a priori*, but *ad hoc* assumption that each index could equally reflect the stock abundance trends. The decision to fix B1/K was based upon a similar decision for the North Atlantic when B1/K could not be estimated. B1/K was estimated for runs 5 and 6 and likelihood profiles for B1/K were produced. In addition sensitivity of the model results to B1/K values were explored.

### 5.2.2 Bayesian Surplus Production Model

The reference case run settings for South Atlantic swordfish are listed below:

- A separate prior for  $r$  for South Atlantic swordfish, which was different than that for North Atlantic swordfish, was computed based on life history parameters obtained from the data preparatory meeting report for Atlantic swordfish using the same approach as for the north (see SCRS/2013/100).

- Because abundance indices were uninformative with respect to carrying capacity for South Atlantic swordfish, the prior for  $K$  for South Atlantic swordfish was formulated using the posterior for  $K$  from the base case run for North Atlantic swordfish. A null hypothesis was formulated in which the carrying capacity per unit sea surface area in the range of South Atlantic swordfish was presumed to be the same as that for North Atlantic swordfish. The habitat area in terms of the number of 5x5 squares for North and South Atlantic swordfish was quantified after consultation with swordfish biologists participating in the stock assessment meeting. The number of 5x5 squares was found to be 130 in the N. Atlantic and 130 in the South Atlantic. The prior for  $K$  for the South Atlantic swordfish was thus obtained using the posterior for  $K$  obtained in the reference case run for North Atlantic swordfish.
- For the south, the reference case set of indices included the Spanish, Japanese early, Japanese late, Uruguay early and Uruguay late indices. Due to the inability to fit the model to any CPUE series that included the Brazilian index, this index was not included in the fitting of the BSP model.
- Prior mean value for  $B_{1950}/K$  for the north was 1, prior  $SD(\log(B_{1950}/K_0))=0.25$  as in ICCAT (2009).
- The prior mean for South Atlantic swordfish was set at 1 since records of catches in the 1950s were only a few tons and were much less in magnitude than the annual catch biomass values in the North Atlantic Ocean in this early period.
  - For the north, the standard deviation (SD) in process error  $SD_{\text{process error}}$  was set at 0.1 since the abundance index data were less informative about stock trends and there was more uncertainty in the annual dynamics of South Atlantic swordfish than for North Atlantic swordfish.
  - In all other aspects, the settings for the reference case run for South Atlantic swordfish were identical to base case settings for North Atlantic swordfish.

Sensitivity tests were conducted to evaluate the effect of stock assessment model assumptions on stock status and projection results. A summary of the additional model runs carried out for South Atlantic swordfish is provided in **Table 12**, and a brief description of each analysis is provided below.

Prior distribution for  $r$  and  $K$  - To evaluate the sensitivity of model results to the prior distributions for the key parameters  $r$  and  $K$ , additional runs were conducted: a uniform log on  $K$  prior was first applied to evaluate the amount of information in the CPUE data for carrying capacity. To evaluate the sensitivity of results to the informative prior for  $K$  that was applied for South Atlantic swordfish, the reference case prior mean for  $K$  was adjusted 50% lower and 150% higher. Runs were also carried out with a high prior mean for  $r$  and a low prior mean for  $r$ . The low  $r$  prior was obtained by applying a prior mean for  $r$  (0.28) that was two thirds of the reference case prior mean, while the high  $r$  prior was obtained by using a prior mean (0.56) that was one third higher than the reference case prior mean (0.42). The prior CVs were held constant at 0.39 (see **Table 12**).

For diagnostic analyses three different sets of model runs were carried out. In one set the influence of each CPUE time series was evaluated by leaving out one time series at a time when the model was fitted to the six CPUE series. In a second set of runs, the influence of each recent year of data on results was evaluated by fitting the model to the CPUE data with one year of CPUE data removed at a time. The model was projected to the latest year with data (2011) using the catch records to test predictions of the model against those provided when the model was fitted to all years of data. These sets of diagnostics runs were carried out for runs with the set of indices without the Brazilian index and the Chinese Taipei CPUE series. One set of runs was carried out for the run with a uniform prior on  $K$  to evaluate how sensitive results were to removing one data point at a time with no constraint on the  $K$  parameter. The second set of retrospective analyses was carried out using the informative prior for  $K$  that was formulated using the prior developed from the  $K$  per unit area for North Atlantic swordfish (reference case). This was to evaluate whether the use of an informative prior gave rise to retrospective patterns.

In a third set of diagnostic analyses, pre-data runs and post model analysis were carried out using a different priors for  $K$ , to evaluate the effect on the model output distributions for key quantities. The results were plotted.

**Tables 13** and **14** present an evaluation of the methods applied for North and South Atlantic swordfish assessments.

## 6. Stock Status results

Stock status is based on data and indices of abundance up to and including 2011 and stock status is referenced to year 2011.

## 6.1 Stock status – North

Three stock assessment platforms were used to provide stock status for the north Atlantic swordfish stock, ASPIC, BSP2 and SS3.

### 6.1.1 Production models

#### 6.1.1.1 ASPIC Diagnostics

Five alternative runs were considered by the Group (**Table 8**). Both run1 and run2 were shown to have similar estimates of the parameters and trends in  $B$ ,  $F$ ,  $B/B_{msy}$  and  $F/F_{msy}$ . These runs gave stock trajectories consistent with the 2009 assessment. Run 4 had stock trajectories (relative fishing mortality and biomass) similar to the runs 1 and 2 (combined versus separate indices), however the endpoints were more optimistic. Run 1 and run 3 (logistic versus Fox) had similar relative fishing mortality estimates in 2011 but divergent estimates for relative biomass.

In general, residuals exhibited trends or patterns (auto correlation) that will introduce bias in the bootstrap estimates and the bootstrap confidence intervals will be unrealistically narrow. Also a retrospective analysis indicated that there was no strict pattern in the series fit to the catch with terminal years from 2006 to 2011 (**Table 15, Figure 9**). As the catch and CPUE information was successively removed from the latest years (2011 – 2006), the model predicted higher carrying capacity (larger  $K$  values), and slightly lower stock productivity (lower  $r$  values) and consequently lower MSY (**Figure 9**). The retrospective results indicated that biomass has been above  $B_{MSY}$  since 2008 and fishing mortality below  $F_{MSY}$  for the last 5 years. However confidence intervals substantially overlap during the time period evaluated. Compared with the retrospective run from the 2009 assessment, the trends of  $r$  and  $K$  in particular were opposite but in 2009 a larger range of variation was observed compared to the 2013 retrospective results.

A jackknife analysis was performed by sequentially giving each index in run 6 zero weight. The most influential indices were Canada and then Spain (**Figure 10**). Removing Canada did not allow the model to converge while only removing Spain impacted on the model's ability to provide realistic biomass estimates. Removing other indices resulted in similar looking trends in biomass.

**Figure 11** compares the 2009 assessment model, projected with the report catches up to and including 2011, to run 2 conducted in 2013. The lines show the median and the 5th and 95th percentiles. The plot is intended as a form of quality control test. Gelman and Hill (2007) observed that when learning about a method it is convenient to predict outcomes that have already occurred so that predictions can be compared to reality. Unfortunately, in stock assessments we do not actually know what the reality is since different model assumptions can produce different perceptions of the stock. Therefore, the plot shows the consistency of the advice. It can be seen that the 2009 assessment and projection bounds the 2013 assessment, i.e. the updated assessment is consistent with the advice given in 2009.

The Group concluded that the diagnostics suggested that run 2 should be chosen as the base case model and run 5 a sensitivity run. Run 2 provided the best consistency in the advice relative to the 2009 assessment and perhaps illustrated that a combined index is a good fallback when there are concerns with the diagnostics of models developed on separate indices. The fit of the individual indices to the data showed a trend in the residuals, though the confidence intervals were smaller than in run 2 (**Figures 12 and 13, Table 16**). The Group determined that to make run 5 more comparable to run 2,  $B_1/K$  should be fixed at 0.85 and this became run 6. Likelihood profiles based on residual sum of squares for  $K$ ,  $r$  and MSY by data compartment (index) yielded conflicting outcomes for run 6 and were better determined for run 2.

An initial run with the logistic SPM (run1) estimated all parameters ( $B_1/K$ ,  $K$ , MSY and the catchability coefficient) and satisfactorily converged. However, after review of the uncertainty and bootstrap results there was clear indication that the initial biomass ( $B_1/K$ ) parameter was poorly estimated and it had large confidence bounds (**Figure 14**). This indicated that the data was to inform the model of the stock status at the beginning of the series (1950) was insufficient, in part due to the lack of index information for the initial years (1963 first year for index). The mean trend of estimates of  $B_1/K$  of 0.54 indicated that the stock was relatively highly exploited back in 1950, a result due to both the lack of information and an artefact of the model. Given, this low starting biomass is in contradiction with the history of the fisheries for swordfish in the north Atlantic, the Group decided to continue with the assumption of fixing  $B_1/K$  to a value of 0.87 as in previous assessments. It is of note, that this assumption had no impact on the model results regarding the status of the stock in the present time, or estimates of population parameters except  $B_1$ . **Table 17** contrasts the estimated parameters by the two models.

**Figure 15** shows the annual trends of the relative biomass of the two model formulations; notice the wider confidence bounds in the initial years when the  $B_1/K$  is freely estimated.

A diagnostic run, “cross-check validation”, was done using the end points from the retrospective runs and projecting from these points to 2011 using the known catch (Task I) for each of the years removed. The expected results are that the projected trends should fall within the predicted biomass or fishing mortality estimates for the base case. **Figure 16** shows the results from the cross-check validation runs in terms of absolute biomass and overall fishing mortality. The predicted biomass from the cross-check runs were above the median of the base run, but within the predicted 80% confidence bound. This was similar for the fishing mortality, but with predictions below the base model trend. The Group concluded that there were no retrospective patterns to reject the base model, and that the cross-check confirms the robustness of the model.

An additional sensitivity run was done evaluating the shape of the surplus production (run 3) model. The base model, which assumes a logistic function, was contrasted against the Fox surplus production model (**Table 18**). The results indicated that the Fox SPM fit the catch slightly better with the index data (a reduction of less than 0.9% in the objective function), but this was not statistically significant. The parameter that was most uncertain was the  $B_1/K$  due to the lack of index of abundance information in the initial years of the time series. Although the parameter estimates were similar between the two alternative shape parameterizations of the production model, the annual trends of relative biomass and fishing mortality showed larger differences (**Figure 17**). The Fox model estimated higher ratios of  $B/B_{MSY}$  since 1960, albeit following a similar pattern and an equivalent  $F/F_{MSY}$  trend after 1960. The Group concluded that there was not sufficient evidence to change the base assumption of a Logistic SPM.

The Group also reviewed the SPM runs with input from several indices of abundance. For runs 5 and 6, the model used the standardized indices of abundance that were provided by CPCs and discussed during the data preparatory meeting (SCRS/2013/015). Briefly, 7 biomass indices were included in runs 5 and 6; Japan, EU-Spain, EU-Portugal, Morocco, Canada and U.S. The index for the U.S. was split into two time series in response to a change in management regulations that affected catch rates. Each index was associated with their respective catch (Task I); and the catch of others fleets was added to the U.S. fleet series 1 catch data. The only difference between run 5 and 6 was that in run 6 the  $B_1/K$  parameter was fixed. Alternative biomass indices were also created from the Year\*Fleet interaction of the combined biomass index (see SCRS/2013/139 for further details). For this model run (run 4), only 5 indices were available; Japan, EU-Spain, EU-Portugal, Canada, and U.S. All runs 4 to 6 converged, however diagnostics, particularly of the indices trends exhibited residual trends indicating poor fit and negative correlation among some of the indices (**Figure 18**). It was noted, however, that the general trends of biomass and fishing mortality were similar and gave same general trends overall (**Figure 19**). The Group concluded that based on the diagnostics and performance of the model runs 4, 5, or 6 should not be considered as the base case model.

#### 6.1.1.2 ASPIC Results

Results from the north Atlantic base case ASPIC model, which the Group considered to be the most credible model version, are shown in **Tables 16** and **19** and **Figures 12** and **13**. The estimated relative biomass trend shows a consistent increase since 1997. **Table 16** shows the deterministic biomass, fishing mortality and relative biomass and fishing mortality values estimated from the ASPIC base model for the North Atlantic swordfish stock 1950-2012. Biomass values represent estimates at the beginning of the year. The bias corrected deterministic outcome indicates that the stock is at or above  $B_{MSY}$  (**Figure 13**). The relative trend in fishing mortality shows that the level of fishing peaks in 1995, followed by a decrease until 2001, followed by small increase in the 2002-05 period and downward trend since then (**Figure 13**). Fishing mortality has been below  $F_{MSY}$  since 2000. The estimate of stock status in 2011 is relatively similar to the estimated status in the 2009 assessment, and suggests that there is greater than 90% probability that the stock is at or above  $B_{MSY}$ . However, it is important to note that for the first time since 2002 the reported catches in 2012 (14,038 MT) exceeded the TAC of 13,700 MT. Overall, the stock was estimated to be slightly less productive than in the previous two assessments with the intrinsic rate of increase,  $r$ , estimated at 0.42 compared to 0.44 in 2009 and 0.49 in 2006. These differences in  $r$  are likely a result of updates in the data and indices because a retrospective analysis provides estimates of  $r$  that indicate productivity has been increasing since 2006 (**Table 15**). The absolute biomass trajectory showed a consistent upturn from the estimated 1997 value, and the biomass values for the most recent years are near the level estimated in the mid-1980s (**Figure 20**). The high value in 1963 is not well fit as in prior evaluations. Trends in both fishing mortality and biomass are consistent with those produced by the BSP2 model with BSP2 estimating larger stock biomass and lower fishing mortality across the entire time series.



**Figures 12 and 13** show the fit of the index of abundance and the trends of the relative biomass ( $B/B_{MSY}$ ) and fishing mortality ( $F/F_{MSY}$ ). **Figure 21** shows histograms and scatter plots of bootstrapped estimates of the biomass and  $F$  ratios for 2011 from the ASPIC base case model (run2), while **Figure 22** shows the Kobe plot of the predicted stock status at the start of 2012. The spread of the logistic fits suggest that current biomass is above  $B_{MSY}$  and below  $F_{MSY}$ . Overall, 97% of the bootstrap runs indicated  $F < F_{MSY}$  and  $B > B_{MSY}$ . **Figure 23** shows the contours of the bootstrap runs and the marginal distributions of the relative indicators. Although the uncertainty around  $B_{MSY}$  is considerable, the stock is considered to be continuing with the recovery predicted in the last 2009 evaluation. Compared with the 2009 ASPIC base case model, the trajectory of biomass and  $F$  ratios are similar until the late 1990s, thereafter the current model predicted slightly lower fishing mortality rates and higher relative biomass, but certainly within the estimated 80% confidence bounds (**Figure 24**).

#### 6.1.2.1 BSP2 Diagnostics

Two BSP2 models were considered by the Group as a reference case: 1) [runR] a run using a single standardized index involving the combined data of Spain, USA, Canada, Portugal and Japan and 2) [run C] a run using 7 equally weighted indices (including USA split;  $CV=0.5$ ) standardized by flag and fit to the total catch by flag. These runs are most comparable to ASPIC runs 2 and 6, respectively.

For all BSP2 runs, importance sampling provided numerically stable results and precise approximations of the marginal posterior distributions for parameters. Importance sampling, however, was less efficient for the runs with the largest values for the standard deviation in process error (e.g., when standard deviation (sd) in process error was set at 0.15.). For all runs except those where sd process error was set at 0.15, the maximum weight from any one draw from the importance function dropped rapidly to less than 0.5% within ten minutes of importance sampling (one million draws). In runs with the sd process error set at 0.15 the maximum weight dropped below 1%, after a few hours when importance sampling (36 million draws). For the reference case run, the maximum weight taken by a single draw was about 0.012%. **Figure 25** shows that the maximum weight taken up by any one draw from the importance function drops progressively to a tiny number. In all runs, the CV in the weights ( $CV_w$ ) was less than half of the value for CV in the likelihood times the prior ( $CV_{lp}$ ) (e.g., for the reference case  $CV_w = 13.3$ , and  $CV_{lp} = 482$ ), and the maximum weights were not consistently in the tails of the marginal posterior density functions for key parameters. Importance sampling was thus computationally highly efficient.

Standardized residuals by year were plotted for the combined index of abundance (R.N) to evaluate the extent of serial autocorrelation in the residuals (**Figure 26a**). There was some noticeable serial autocorrelation at lag 1 in the first decade and an apparent decrease in the magnitude of deviates with time. But thereafter the residual pattern showed very little autocorrelation. When the observed CPUE were plotted against the predicted CPUE, there was a well-defined positive correlation, though there was a large positive deviate for the 1963 CPUE (**Figure 26b**). The plot of stock biomass against the combined CPUE index shows a fairly good fit of the model to the data with the model predicted stock biomass trending through the observed CPUE fairly closely (**Figure 27a**). The plot of the estimates of annual process error deviates over time shows a small surge in positive deviates and then a negative series of deviates prior to 1970 but after that shows no discernible patterns after that (**Figure 27b**). This suggests that there are no indications of substantial non-stationarity in the form of the surplus production function over the time series.

In a retrospective-cross validation diagnostics analysis for the reference case BSP run for the north, R.N, the biomass was projected from 2011 to 2020 with constant removals of 10,000 t thereafter and from 2001 to 2011 using the catch data to 2011, fitting the model to the CPUE data with one year removed at a time (**Figure 28a**). In other words, the model was for example fitted to data to 2009 and then projected to 2020 using the catch series mentioned above. The model was then fitted to data to 2008, but then projected to 2020 again using the catch series mentioned again and so on until the model was fitted to data only up to 2001 and then projected again to 2020. The resulting biomass and fishing mortality rate trajectories to 2020 resulting from this set of retrospective runs were very similar and all predicted stock biomass trajectories passed similarly through the data that were not used to estimate model parameters (**Figure 28b**). There were no apparent retrospective patterns for  $r$ ,  $K$ ,  $F_{MSY}$ ,  $MSY$ ,  $F/F_{MSY}$ , and  $B/B_{MSY}$  but the confidence intervals widened as the years were dropped due to the presence of increasing process error (**Table 20a, Figure 29**).

BSP2 run C.1 residuals for the individual indices had trends (**Figure 30**). The magnitude of the standardized residuals had a positive trend for Canada while USA1/USA2, and Portugal exhibited a slight negative trend. The Japanese index had high residuals at the ends while Spain trended negative over the last 10 years. Thus, indices were in conflict with each other making results sensitive to how the different indices could be weighted in the

fitting process. The fit of the BSP model to the CPUE data by flag shows individual CPUE series having trends in conflict with the projected stock biomass, e.g., for Spain, Japan and Canada (**Figure 31a**). Process error deviates showed a slight dip in the 1980s followed by a progressively slight increase since the mid-1990s to 2011 (**Figure 31b**). A slight retrospective pattern was detected in the stock biomass and fishing mortality rate reconstructions (**Figure 32a,b**). Retrospective patterns were also apparent for  $r$  (0.41 to 0.45) and  $F_{MSY}$  from 2001 to 2011 (**Table 20b**).  $MSY$  and  $K$  were stable while  $F/F_{MSY}$  and  $B/B_{MSY}$  exhibited a slight up-tick (**Figure 33**).

In another diagnostic analysis (jackknife), where the model was fitted to the CPUE by flag provided by national scientists (run C.1), the data were removed one time series at a time with replacement. Posterior distributions suggested higher levels of fishing mortality when Portugal was included and lower levels of  $F$  when Canada was included (**Figure 34**). This reflected the opposing tendencies in trend information in these datasets. Given the residual diagnostics and sensitivity of results to the different CPUE series in run C.1 run R.N performed better than run C.1 and had less retrospective pattern.

A final diagnostic run performed with the BSP model was to run the model with only the catch and the priors without fitting the model to the CPUE data for parameter estimation. This is termed the post-model-pre-data run. This shows the relative amount of information in the priors and also catch data in parameter estimation and estimation of quantities of interest such as replacement yield in recent years. For the BSP run R.N, there was no information in the catch data to update the priors, except to make slightly larger values than considered in the prior for  $K$  implausible (**Figure 35**). There appeared to be a very small amount of information about replacement yield,  $B_{2011}/B_{msy}$  and  $F_{2011}/F_{msy}$  when the model was run with the catch data but the post model pre-data distributions were updated markedly when the model was fitted to the CPUE data (**Figure 35**).

On final review of the runs, the Group was assured that given the lack of trend in the process error deviates for the combined index used for Bayes advice there was no detectable evidence of the presence of non-stationary dynamics based on the model. However for the model estimated for the separate indices there was evidence of trend in process error in recent years which could be due to expansion of the Atlantic warm pool leading to higher CPUEs for some of the more northern fleets. The combined GLM analysis modelled the year\*area interactions as random effects diminishing the potential effect of different CPUE trends in different areas. In contrast, treating the indices as separate allows introduces these potential environmental affects into the production model likely leading to the process error estimates in the BSP model fits.

The consensus of the Group was that run R.N was an acceptable view of stock status but that the GLM diagnostics from index standardization might be more informative when choosing between the alternate runs using combined or separate indices in the future.

#### 6.1.2.2 BSP2 Results

The estimated stock status results from applying the BSP2 model (run1) are shown in **Table 21**. The posterior results from the BSP reference case run for North Atlantic swordfish suggest that the stock is very close to  $B_{msy}$  and that fishing mortality is very close to  $F_{msy}$  (**Table 21**).

A number of sensitivity analyses were carried out and results are summarized in **Table 22** and **Figure 36**. By varying the value for  $B_{MSY}/K$  from 0.1 to 0.6, it was determined that this aspect of the production function was an important source of uncertainty. Bayes factors indicated that  $B_{MSY}/K = 0.3$  was 7.9 times more likely than 0.5 (**Table 22, Figure 37**), yet only values greater than 10 would be suggestive of a definitive difference. Sensitivity runs involving contrasting priors on  $K$  and  $r$  ( $r = 0.38$ ; high  $r = 0.58$  and low  $K$ ) made little impact on the reference points due to the compensation occurring within the model (**Table 21**).

Compared to the base ASPIC estimates, the stock productivity is lower,  $K$  is higher, and relative measures of stock status are less optimistic, though the stock is estimated to be slightly above  $B_{MSY}$ , and current fishing mortality is estimated to be less than  $F_{MSY}$  (**Figure 38**). The uncertainty around  $B_{MSY}$  is considerable. **Figure 39** provides the relative biomass and relative fishing mortality trajectories which are less optimistic than those provided by ASPIC. Compared with the comparable ASPIC run, the current value of  $B/B_{MSY}$  was similar and  $F/F_{MSY}$  was less optimistic. A similar plot is show for run C.1 where the indices were fit by flag which indicates a higher relative biomass status and lower relative fishing mortality rates (**Figure 40**).

### 6.1.3 Stock Synthesis

#### 6.1.3.1 Stock Synthesis Diagnostics

As the SS model was used for hypothesis testing and corroboration purposes, in an effort to make the best use of the limited meeting time the discussion of model diagnostics was somewhat abbreviated. Nonetheless, they were presented and discussed by the Group. Some of the immediate potential advantages of using an integrated framework is the amount of data that can be incorporated (**Figure 41**). However, these advantages are only as strong as the quality of the data is (i.e. more data does not necessarily result in a more accurate or precise assessment). The integrated approach was capable of using fleet-specific information in terms of selectivity and CPUE-fleet coupling. Because some of the individual fleets fished in specific areas, some of which held different size fish, this made for a pseudo-area specific model. The use of direct observations of sex-specific lengths, age-at-size, and mean body weight are just some examples of data that have existed in the ICCAT database for many years, but until this point have not been formally included in the assessment model.

Fits to the biological observation data of age-at-size and sex ratio were acceptable (**Figure 42**). However, the Group noted that fits to observations of some fleet specific mean size were not as good for some years. Even so, the model seemed to capture the sexual dimorphic nature of the population.

When the selectivities that were allowed to be dome-shaped were made asymptotic the likelihood values (a “goodness of fit” value) for the length compositional data became considerably (**Figure 43**). However, this was not apparent when the fit to the fleet aggregated length compositional data was examined (**Figure 44**). Closer examination of the year/fleet specific length fits did reveal differences, but they were subtle. The drop in likelihood units (over 1000 units out of a total of approximately 6,500 units) was likely due to the large number of observational data points included in the model fit. Given that different sized fish are available to the various fleets in different areas and different times of year it seems logical to maintain the dome-shaped selectivity option.

The addition of the Atlantic Warm Pool (AWP) as an environmental covariate on catchability resulted in CPUE residuals that were much less biased than when it was not. Specifically, the fit to the Canadian CPUE was improved considerably (**Figure 45**). The residuals that were previously quite scattered around the 1 to 1 line were made more linear. The same type of improvement was made for the Spanish age-specific CPUEs (**Figure 46**). Previous work by Mejuto (2013) presented at the data preparatory meeting demonstrated a relation between the CPUE time series and the North Atlantic Oscillation (NOA). The NOA and the AWP were highly correlated.

It became apparent during the meeting that the allotted time might not permit a full and detailed analysis of all three of the modeling platforms complete with diagnostics, alternative runs, and projections. Although the SS modeling work was recognized as a very valuable tool and was expected to now be an ongoing part of the swordfish assessment activities, continued and complete examination of all of the critical aspects of the model could not be completed at the meeting given time limitations. Consequently, results of the SS model were not considered to develop the management advice. To further the use of the SS model, the Group made relevant recommendations to ensure the work continued (see recommendation section below).

#### 6.1.3.2 Stock Synthesis Results

Estimates of stock status from the SS modeling effort are shown in **Figure 47**. The three SS models all gave relatively similar results in terms of stock trends. When the Atlantic Warm Pool (AWP) was included in the model it tended to pull down the most recent estimates of stock status as it tempered the large increase in the Canadian CPUE by increasing the catchability. Assuming full selectivity (asymptotic) did little to change the relative trend but it did change the estimates of absolute biomass. Finally, while the general trends agreed reasonably well with the ASPIC and BSP2 base case model results, the SS model estimated a lower  $B/B_{MSY}$  and a higher  $F/F_{MSY}$  for 2011 (**Figure 47**). This was mostly due to a decrease in recruitment in the most recent years. Estimates of 2011  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$  with standard deviations are shown in **Figure 48**. All three SS models suggest that the stock is likely overfished and currently undergoing over-fishing.

## 6.2 Stock status – South

In 2009, evaluation of the status of the South Atlantic swordfish stock was assessed using a ‘Catch only’ model. It was not possible to replicate or run this model at this meeting, thus other stock assessment platforms were used to provide stock status advice for the South Atlantic swordfish stock (i.e. ASPIC and BSP2). Preliminary ASPIC

and BSP2 runs on nine separate indices indicated that the Brazilian index was driving the model lack of fit. In general, the indices were observed to track trends in effort and therefore did not provide independent signals of abundance. It was noted that Brazil accounted for approximately 25% of the total landings and that it was the longest series once the Chinese Taipei index was split into three parts. The Brazilian index was negatively correlated with most of the other indices and the conflicting trends could not be reconciled within either production model platform. Removing the Brazilian index allowed the models to obtain solutions, indicating that the only practical course of action was to drop or down weight the Brazilian index from further modeling.

### 6.2.1 ASPIC

The Group reviewed 6 alternative ASPIC runs (**Table 23**): 1) 8 equally weighted indices (Spain, Uruguay1, Uruguay2, Japan1, Japan2, list) fit to their respective catch data and  $B_1/K$  fixed at 0.875, 2) as in run1 but without the 3 Chinese Taipei indices, 3) as in run1 with indices combined, 4) as in run2 with indices combined, 5) as in run1 but with  $B_1/K$  not fixed, and 6) as in run2 but with  $B_1/K$  not fixed. For runs where an index was dropped, the catch was attributed to Japan. The outcomes were not sensitive to this method.

#### 6.2.1.1 ASPIC Diagnostics

##### 1. Likelihood profiles for key parameters and estimability of parameters

Objective function profiles of MSY and K indicated that there was very limited ability to estimate K and that the solution surface was extremely flat (**Figure 49**). When viewing separate indices, there were divergent signals in the profiles by data source and erratic behavior of the objective function surface. There was no signal in data to estimate  $B_1/K$ , other than a low likelihood that K was less than 100,000 MT (**Figure 50**).

##### 2. Correlations of CPUEs

There were strong negative correlations in CPUEs even after removing the Brazil time series. These negative correlations make interpretation of any results problematic and can lead to model instability (**Figure 51**).

##### 3. CPUE residuals and autocorrelation and qq-normal plots of the residuals

Residual patterns are shown for model runs 1 to 4 (**Figure 52**). CPUE residuals show autocorrelation, some residual trends and non-constant variance (**Figure 53**). These are likely to violate the assumptions of independent and identically distributed residuals required for unbiased bootstrap confidence intervals. The end result will be that the bootstrap confidence intervals will be likely to underestimate uncertainty.

##### 4. Jackknife CPUE

Removing one index at a time indicates that the model is extremely sensitive to the Japanese longline index 2 (**Figure 54**).

##### 5. Retrospective performance

The model estimates increasing K (to extremely high values) and decreasing r (to very low values) with subsequent retrospective peels. This can be attributed to instability in the estimate of the parameter or to a situation where the only signal that r is different from very low values is obtained from the data for the most recent years. A retrospective analysis of run2 revealed that the value of r and K were strongly dependent on the last 2 years of data (**Figure 55**). As years were successively dropped, the reconstructed stock biomass showed less depletion from an unfished state and estimates of r dropped while those of K increased.

##### 6. Quantification of uncertainty and performance

The model can be bootstrapped, in practice, but autocorrelation in the residuals (**Figure 53**) will likely lead to too narrow confidence intervals. When bootstraps were performed for run2, three out of 500 trials were replaced due to MSY being out of bounds.

## 7. General comments

Both runs 1 and 2 gave the only plausible results. The correlations among the series were improved compared with all indices in, though there were clearly trends in the residuals and the variance was non-constant across the time series. Of note, there were also strong residual patterns in the Japanese longline CPUE for the years 2000-2005 indicating that these years might also be affected by management regulations affecting the Northern stock. This issue was addressed by the new standardization conducted during the meeting.  $B_1/K$  was estimated to be 0.84 in run5, but a decision was made to fix  $B_1/K$  to 0.875 after viewing the poor estimability of this parameter and the relative insensitivity of the results to this assumption (**Figure 56**).

The combined index runs 3 and 4 did not fit the data even after excluding indices for both Brazil and Chinese Taipei. The model parameters hit upper bounds as the information in the model indicated that  $K$  was essentially unbounded (**Table 23**). This is due to substantially divergent signals between the landings and the CPUE and subsequently the combined indices were not considered for further results. However it was noted that the method of combining the indices in the GLM could be explored further, in particular considering a jackknifing approach to creating a combined index. For the separate index models the diagnostic patterns were particularly troublesome. Notably the objective function surface is extremely shallow for  $K$  indicating that this key parameter is very poorly determined and may be a spurious result. Second, the severe retrospective pattern indicates that any signal on  $r$  is only a product of 2 years of data and potentially renders these results spurious and subsequent considerations of stock status and projections are highly suspect. Third, the autocorrelation in residuals will produce bootstrap confidence intervals that underestimate the true uncertainty.

### 6.2.1.2 ASPIC Results

The results of the reference case ASPIC model (run 2) indicated that there was a conflicting signal for several of the indices used and substantial conflict in the landings history and the indices (**Figure 57**). The model estimated biomass was relatively stable until the early 1980s when it started declining until the late 1990s and it reversed that trend about 2003. Estimated relative fishing mortality ( $F_{2011}/F_{MSY}$ ) was 0.8391 indicating that the stock is not undergoing overfishing (**Figure 58, Table 24**). Similarly, estimated relative biomass ( $B_{2011}/B_{MSY}$ ) was 0.9770, indicating that the stock is slightly overfished (**Figure 58, Figure 71, Table 24**). The time series of relative biomass showed that the stock became overfished in 1997 and has remained in that condition, but it has almost rebuilt. The absolute and relative biomass and fishing mortality trajectories are similar to the 2009 ASPIC model, despite the substantial differences in CPUE index treatment. The 2009 index used continuous Japan and Chinese Taipei indices and the index from Brazil but even with these difference the model similarities are high (**Figure 59**). Given that the realized catches have been well below the TAC since at least 2002, it is possible that this has contributed to the improvement of the relative stock status. **Table 23** shows all estimated benchmarks. The point estimates should be taken with caution as the objective function profile is flat for  $K$  and the approximate confidence intervals are unreliable for reasons given above. The replacement yield was estimated by ASPIC to be approximately 14,000 MT.

### 6.2.2 BSP2

Due to the lack of any consistent depletion signal in most of the standardized CPUE indices, and also in the obtaining of preliminary results in fits of BSP to the CPUE indices by flag that showed no update in the prior distribution for carrying capacity (i.e., the obtaining of a nearly flat posterior for carrying capacity) (see below), an informative prior for carrying capacity for South Atlantic swordfish was developed. It was assumed that the prior for carrying capacity per unit habitat for swordfish could be formed from the posterior distribution for carrying capacity per unit habitat for swordfish in the North Atlantic Ocean. With consultation of the swordfish biologists participating in the 2013 stock assessment meeting in Olhao, the parts of the North and South Atlantic Ocean that were considered to be swordfish habitat were tallied up. In both the North and the South Atlantic Ocean, 130 5x5 squares were counted as swordfish habitat. Therefore the posterior distribution for carrying capacity obtained from the reference case run for North Atlantic swordfish was applied as the reference case prior distribution for swordfish in the South Atlantic Ocean (**Figure 60**).

#### 6.2.2.1 BSP2 Diagnostics

Preliminary model runs involved all available indices (equally weighted) and indicated that the model could not be run with the Brazilian index present as parameter estimates always hit the upper bound. Without the Brazilian index the model produced an infinite estimate of stock size that was largely due to the presence of the three Chinese Taipei indices.

As with the application of BSP to the North Atlantic swordfish stock, the SIR diagnostics for BSP applications to south Atlantic swordfish all indicated very rapid convergence in all runs carried out. The maximum weight in the posterior diminished to less than half a percent within a million draws from the importance function for all runs carried out.

The fitted stock biomass trend to the CPUE data by flag show that some CPUE series show trends that conflict with the estimated trends in stock biomass (Figure 61a). The estimated process error deviates show a negative series in the late 1970s, a positive trend in the 1980s and 1990s and a negative dip around 2000 (Figure 61b). This suggests some possible non-stationarity in the surplus production function over this period. Strong residual patterns were observed for several but not all of the remaining indices (exhibited by negative correlations) (Figure 62). This suggests caution is required when interpreting estimates of trends obtained by fitting models to these data in combination. The biomass trend however was shown to have extremely wide confidence intervals (Figure 63a) so caution is required in interpreting the estimated median trend in stock biomass. The catch data provided was not consistent with the average trend in the abundance indices and consequently there was no information to update the prior for K or r with or without Chinese Taipei in the model.

For the reference case model in which an informative prior for carrying capacity was applied (run R.S) there were no apparent retrospective patterns in the reconstructed and predicted stock biomass and fishing mortality rate by year estimates (Figure 63b). There were no retrospective patterns seen in the six variables monitored for the South Atlantic swordfish stock (Table 25, Figure 64). There were no retrospective patterns either when the uniform prior for K was applied (Figure 65). When CPUE indices by flag were removed one at a time, there was some sensitivity of posteriors for r, K,  $F_{2011}/F_{MSY}$  and  $B_{2011}/B_{MSY}$  to the removal of e.g. the Spanish Index (Figure 66). However, while the posterior distributions shifted slightly, the bulk of the probability still stayed near to the reference case (R.S) central tendencies and did not lead to differences that could be large enough to change perceptions of stock status. The marginal posterior distributions for replacement yield for replacement yield values larger than zero were all centered about 15,000t in the jackknife analysis and when the prior for K was uniform and also for the post model, pre data run (Figure 66).

Sensitivity runs were carried out on BSP applied to by flag CPUE for South Atlantic swordfish with a uniform on K prior and variants on the prior for r. Some of these runs included versus excluded the Chinese Taipei index. In all instances, the posteriors for K, MSY and stock biomass in 2011 were not very different from the post model pre-data distribution with the uniform on K prior (Figure 67) indicating that the model is sensitive to the prior for K and that there is very little signal in the data to determine K. Similar sensitivity to a uniform prior for K were seen for the combined index but are not shown. Thus stock sizes in 2011 of 100,000 t or more were equally likely when a uniform prior for K was applied. However, the posteriors for replacement yield were all had a mode at about 15000 t, except for the posterior computed using also the Chinese Taipei index (Figure 67). Runs with the Chinese Taipei index and the uniform on K prior gave results that suggested enormous stock sizes and productivity (Figure 67).

Several sensitivity runs were also carried out applying the informative prior for K and excluding the Chinese Taipei index (Figure 68). The posteriors for K, r, and stock biomass in 2011, were all quite sensitive to the prior means for r and K that were considered (e.g., prior mean for K 50% and 150% of the reference case prior mean and the prior mean for r at 2/3 and 150% of the reference case prior mean for r) (Figure 68a-c). The posterior mode for MSY was largely insensitive however to the settings for the prior mean for r and K (Figure 68d). However, as indicated above, the posterior distribution for MSY under a uniform prior for K was quite flat but had a posterior mode at 18,000t, a little higher than the range of 14,000-16000t under different priors for r and different informative priors for K. The posterior mode for replacement yield (for values of replacement yield larger than zero) however was at about 14,000-15,000 tons for all of the different sensitivity runs on r and K and no different from the reference case run (Figure 68e). The results excluding the Chinese Taipei index thus all suggest that the estimates of replacement yield were moderately informative with a posterior mode at about 14,000-15,000 tons and this result was insensitive to the apparent conflicts in the CPUE data (excluding Chinese Taipei), and this was the case with and without the informative prior for K.

The estimate of  $B/B_{MSY}$  across the time series was consistent with a stock that is in an unfished state or lightly exploited in all sensitivity and diagnostic runs carried out (Table 27). It should be noted that the BSP results are contingent upon the assumed prior distribution for carrying capacity. For the reference model the prior for carrying capacity was carried over from the estimated posterior distribution from the North. Hence the productivity estimates for the South are largely constrained by the assumption of informative priors for both r and K. When a completely uninformative prior for K is used (Figure 67), the lack of strong signal in the data suggests extremely high values of K deemed unlikely by the Group, hence the decision to use an informative prior for K was made.

It should be noted that for 1950- 2011, the total removals for the South Atlantic stock were 73% of the total removals for the North Atlantic stock for this same period (i.e., 464,000 tons from the South and 637,000 tons from the North Atlantic). Should the carrying capacity per unit habitat be similar between the North and the South Atlantic Ocean, significantly lower total magnitude of removals for the South Atlantic stock, would suggest that the level of depletion for the South Atlantic should be less than that for the North Atlantic Ocean. The BSP results for the South Atlantic population of swordfish that all suggest a lower level of depletion and lower level of fishing mortality rate, are thus consistent with the lower magnitude of removals for the southern stock that is expected to have a similar carrying capacity as the northern Atlantic stock.

#### 6.2.2.2 BSP2 Results

The results of the reference case BSP2 model run for the South Atlantic swordfish stock are provided in **Table 26 and Figure 69**. Estimated relative fishing mortality ( $F_{2011}/F_{MSY}$ ) was 0.47 (90% interval: 0.18-0.97) indicating that the stock is not undergoing overfishing (**Figure 70**). Similarly, estimated relative biomass ( $B_{2011}/B_{MSY}$ ) was 1.38 (90% interval: 0.89-1.87), therefore indicating that the stock is unlikely to be overfished (**Figure 71**). **Table 26** shows all estimated benchmarks. However, the Group noted that the status results are sensitive to the choice of prior for K.

#### 6.2.3 Exploration of mean weights and recent landings history

In view of the uncertainty for the south stock evaluation using catch and index of abundances, auxiliary information was reviewed by the Group. The Group explored recent trends in landings and mean weights to determine if there was a signal that fishing mortality might be changing in recent years. On average, the total swordfish catches per year over the last ten years (2001-2011), for flags with the highest average catches for the same time period, show a declining trend (**Figure 72**). However, the average weight per swordfish for the same flags has remained stable over the last 10 years with outliers seen by Senegal and Brazil in 2009 and 2010, respectively (**Figure 73**). It might be expected that the reduction in landings (if commensurate with a reduction in fishing mortality) would lead to increases in the mean size/weight, which are not clearly evident. However, multiple factors can affect mean weight such as recruitment events, changes in fishery selectivity, or changes in growth. Nonetheless, there is a strong signal of decreasing mean weights over a 30 year time period since 1978 (Figure 15 in the Data Preparatory Meeting Report) which corresponds with the increases in landings. This exhibits an expected population level response to fishing which warrants further exploration and potentially incorporating into modeling. However, any changes in size selectivity over time should be carefully considered when evaluating these mean weight trends.

## 7. Projections

### 7.1 Projections – North

#### 7.1.1 Production models: ASPIC and BSP2

The ASPIC base model was projected to the year 2022 under constant TAC scenarios of 8 to 20 thousand tones. Catch in year 2012 (14,038 t) was assumed to be the reported catch plus the average of the last three years (2009-11) for those CPCs that have not reported swordfish catches as of September 5, 2013 (**Table 2**). Median trajectories for biomass and fishing mortality rate for all of the future TAC scenarios are plotted in **Figure 74**.

Results from the 2013 assessment indicated that there is greater than 90% probability that the northern swordfish stock has rebuilt to or above  $B_{MSY}$  (**Figure 21 and 22**) and, thus, the Commission's rebuilding plan goal has been achieved. While there is some uncertainty associated with this conclusion, 93% of the bootstrap estimates of current biomass were greater than or equal to  $B_{MSY}$ , while 97% of the bootstrap estimates of current F were less than  $F_{MSY}$  (**Figure 21**). Rebuilding was achieved in spite of allowable catch levels agreed in [Rec. 06-02 and Rec. 08-02] which exceeded scientific recommendations, but which were not realized. The 2007 and 2008 catches were 10% and 22% below the estimated MSY level, respectively, thus allowing the stock to grow in biomass. It should also be noted that the 2012 catch levels (14,038 t) were above the TAC (13,700 t).

Future TACs above 15000 t are projected to result in 50% or lower probabilities of the stock biomass remaining above  $B_{MSY}$  over the next decade (**Table 28**) as the resulting probability of F exceeding  $F_{MSY}$  for these scenarios would trend above 50% over time. The current TAC of 13,700 t would have an 84% probability of maintaining the stock and fishing mortality rates at a level consistent with the Convention Objectives over the next decade.

Projections with BSP also used similar specifications for 2012 and 2013 yields and projected over the same time frame (**Figures 75-76**). Both models provide very consistent advice that TAC levels of 13700 t would maintain the stock at a level consistent with the Convention Objectives over the next decade. When comparing the quantification of uncertainty around stock status under a TAC of 13700 t, the BSB 95% credibility bounds appear diverge into the future whereas the ASPIC 80% confidence intervals are relatively constant. This is due largely to the fact that BSP incorporates process error into projections.

**Table 29** gives the estimated probability of  $B \geq B_{MSY}$ ,  $F \leq F_{MSY}$ , and maintaining the stock in the condition consistent with the Convention objective ( $B > B_{MSY}$  and  $F < F_{MSY}$ ) for the constant catches listed and the times indicated from the BSP base case model for the North Atlantic stock. In contrast to the ASPIC, the BSP results indicate that the current TAC of 13,700 t would have a 50% probability of maintaining the stock and fishing mortality rates at a level consistent with the Convention Objectives by 2021.

## 7.2 Projections – South

### 7.2.1 ASPIC and BSP Production models

The Group considered that the ASPIC and BSP estimated benchmarks were unreliable due to the conflicting signal between the catch data and the CPUE time series available to the Group. For both BSP and ASPIC projections for the reference case (5 CPUE series, without China Taipei and Brazil) were performed for catch levels from 10,000 t to 20,000 t by increments of 1,000 t for years 2015-2022. For year 2012, projections used the task I estimates available at the meeting (10,393 t) for 2013, all projection scenarios assumed a catch equal to the TAC (15,000 t). For ASPIC 500 bootstraps were performed and bias-corrected approximate confidence limits at 80% were obtained. For BSP 5000 SIR resamples were obtained and 0.05 and 0.95% credibility intervals obtained.

**Figures 77 and 78 (BSP) and Figures 79 and 80 (ASPIC)** show the results of the projections for both models which are in agreement that catch levels of 14,000 t result in a stable stock trend and stable fishing mortality. Both models indicate that TAC levels equal to the current TAC 15,000 t could lead to declines from 2011 values.

It should be noted that for the BSP model the stock status is higher than  $B/B_{MSY}$  so declines in the stock at 15,000t would not lead to an overfished condition. In contrast the ASPIC results indicate that the stock is lower than  $B/B_{MSY}$  so that catches of 15,000 t could further reduce the stock below  $B_{MSY}$ . These results are contingent upon the estimates of  $B_{MSY}$  which are highly uncertain.

Tables of the estimated probability of  $B \geq B_{MSY}$ ,  $F \leq F_{MSY}$ , and maintaining the stock in the condition consistent with the Convention objective ( $B > B_{MSY}$  and  $F < F_{MSY}$ ) a series of catches for the ASPIC (**Table 30**) and BSP (**Table 31**) reference case model for the South Atlantic stock are shown for reference purposes but should be interpreted with caution as it is unlikely that MSY reference points are well-estimated. For ASPIC (**Table 30**) the current TAC of 15,000 has a 43% chance of maintaining the stock at the convention objectives by 2021 while for BSP the same TAC has a 73% chance (**Table 31**).

## 8. Limit reference points

The Commission has requested the SCRS to identify limit reference points for North Atlantic albacore (Rec. 11-04) as well as North Atlantic swordfish (Rec. 11-02). The 2013 Working Group on Stock Assessment Methods (WGSAM) discussed the implementation of this request and suggested a possible approach for a Harvest Control Rule and Limit Reference Points for North Atlantic swordfish (**Figure 81**; Figure 1 of the Report of the 2013 WGSAM Report).

The Albacore Species Group met prior to the Swordfish Group and proposed an Interim Limit Reference Point (iLRP). For North Atlantic albacore an iLRP of  $0.4B_{MSY}$  was recommended based on the work done to identify candidate limit reference points for tuna stocks in the Pacific (Peerce, 2011). The principles in Rec. 11-13 provide a basis for the design of a Harvest Control Rule (HCR) that uses both target and limit reference points to set catch levels. The SCRS has previously recommended a generic HCR (**Figure 81**), for use with limit and target reference points to set catches. However, before a HCR is adopted stock-specific robustness testing should be performed using Management Strategy Evaluation (MSE). This will allow the iLRP to be evaluated, with respect to meeting management objectives. Evaluation will also be conducted for other candidates, i.e. the reference point is interim until it can be fully evaluated, alongside other alternatives, with respect to its robustness to uncertainty.



SCRS/2013/150 summarised the rationale used by the Albacore Group to develop the reference point and its use as part of a HCR. SCRS/2013/033, 034 and 035 provide an example of conducting an MSE to evaluate a HCR for albacore; while SCRS/2011/195 provides an example of a MSE for North Atlantic Swordfish. The Methods Working Group also recognised the need when developing an advice framework based on reference points of enhancing dialogue between SCRS and the Commission and that this would take several years to complete.

The approach taken at the Albacore Species Group allowed advice to be provided in the Kobe Strategy Matrix framework consistent with the Commission's decision making policy for development and application of conservation and management measures (Rec. 11-13). However rather than advice being based on a TAC it was based on a target fishing mortality.

In order to advance the Commission-SCRS dialogue, the Albacore Species Group provided information to the Commission on the basis of a range of interim HCR parameters, i.e. target fishing mortalities and biomass threshold (or buffer which if the stock fell below would result in fishing mortality being reduced). This would meet the Commission's policy objectives based on the assessment outcomes, e.g.

- 1) For stocks in the green quadrant of the Kobe plot, management measures shall be designed to result in a high probability of maintaining the stock within this quadrant.
- 2) For stocks that are in the upper right yellow quadrant of the Kobe plot (overfishing), the Commission shall immediately adopt management measures designed to result in a high probability of ending overfishing in as short a period as possible.
- 3) For stocks in the red quadrant of the Kobe plot (overfishing and overfished), the Commission shall immediately adopt management measures, designed to result in a high probability of ending overfishing in as short a period as possible and the Commission shall adopt a plan to rebuild these stocks, and
- 4) For stocks in the lower left yellow quadrant of the Kobe plot (overfished but no overfishing), the Commission shall adopt management measures designed to rebuild these stocks in as short a period as possible.

Using different methods for quantifying uncertainty in stock assessment can result in different probability expectations (SCRS/2013/117). Also traditional stock assessment methods mainly consider observation and measurement error while uncertainty about the actual dynamics (i.e. model uncertainty) has a larger impact on achieving management objectives. This is an important area of research best considered as part of an MSE. However, the Commission expects management advice based upon the quantified uncertainties in the assessments SCRS conducts (Res. 11-14). **Table 32** provides example probability expectations given the uncertainty in run 2 of the ASPIC assessment. This is based on a range of interim HCR parameter values for the generic HCR to help guide discussion about the policy decisions with regard to what is meant by 'high probability' and 'as short as possible'. A main intention of this table is to help advance the Commission-SCRS dialogue. While it is recognised that different assessment methods will provide alternative estimates of uncertainty it is still possible to provide information to the Commission on the basis of a range of interim HCR parameter values which would meet the Commission's policy based on assessment outcomes as done for North Atlantic albacore.

The construction of Kobe II Strategy Matrices (K2SMs) using a HCR are detailed in SCRS/2013/188 and compared to K2SMs based on constant catch and fishing mortality. Since the stock currently has a high probability of being in the green kobe quadrant (i.e.  $B > B_{MSY}$  and  $F < F_{MSY}$ ) projections based on the HCR are equivalent to constant F projections, since the stock is greater than the biomass limit and threshold reference points and so the HCR sets an F equal to the target F. If the target F was chosen based on the recommended TAC then the advice based on the HCR would also be equivalent to current advice. Using a HCR also implies moving away from a TAC to an F based system, which will have economic consequences.

An interim biomass limit reference point of  $0.4B_{MSY}$  was proposed which is consistent with the limit reference point proposed for North Atlantic albacore and robust limits recommended for a number of Pacific tuna stocks (e.g. Preece, *et al.* 2011). In the future a fuller range of candidate limit reference points can be evaluated, e.g. through MSE testing.

## 9. Recommendations

### 9.1 Research and statistics

*Stock structure.* The Draft Report of the Swordfish Stock Structure workshop (Heraklion, March 2006) recommended intensified collaborative and multi-disciplinary research. In particular, the classification of swordfish caught near the boundaries to their stock of origin is subject to uncertainty and cannot be made accurately without intensified collaborative and multi-disciplinary research taking into account fine-scale (e.g., 1° squares) and quarterly sampling strata.

*Catch.* All countries catching swordfish (directed or by-catch) should report catch, catch-at-size (by sex) and effort statistics by a small an area as possible, and by month. Recognizing the differential growth and distribution between sexes, collecting catch-at-size information by sex is particularly important. These data must be reported by the ICCAT deadlines, even when no analytical stock assessment is scheduled. Historical data should also be provided.

*Discards.* Information on the number of fish caught, and the numbers discarded dead and released alive should be reported so that the effect of discarding and releasing can be fully included in the stock assessment. Observer sampling should be sufficient to quantify discarding in all months and areas in both the swordfish directed fisheries and the tuna fisheries that take swordfish as by-catch. Studies should be conducted to improve estimation of discards and to identify methods that would reduce discard mortality of swordfish. Studies should also be conducted to estimate the subsequent mortality of swordfish discarded alive; these are particularly important given the level of discarding due to the minimum size regulatory recommendation.

*Unreported Catches.* The 2009 stock assessment report noted that the summarized form in which the swordfish Statistical Document (s.SDS) information is currently reported to ICCAT (bi-annual summaries of direct imports and re-exports) does not give the sufficient detail for improving estimates of potential NEI and volume of Atlantic swordfish in international trade largely due to uncertainty about the year and area of capture for swordfish products in trade, the general lack of product to live weight conversions, and the potential for double counting catches submitted on the re-export certificates. These estimates could be greatly improved if the corresponding *individual* statistical documents and re-export certificates were made available. These detailed data exist at National levels (with identification numbers) and an effort should be made to recover this important information, if the Commission wishes to improve the utility of the s.SDS for validating Task I data. SCRS has reiterated this advice over the past decade (see General Recommendations to the Commission, in the SCRS Reports of 2000, 2001, 2002, 2003 and 2004), but as of yet none of the detailed swordfish s.SDS information has been received by the Secretariat.

*Target species.* All fleets should record detailed information on log records to quantify which species or species-Group is being targeted. Compilation of detailed gear characteristics and fishing strategy information (including time of set) are very strongly recommended in order to improve CPUE standardization. The recommendations made by the 2002 Working Group on Stock Assessment Methods meeting for looking at diagnostics in this context should be followed. The Group recommended the investigation of alternative forms of analyses in the south that deal with both the By-catch and Target patterns, such as age- and spatially-structured models.

Given the unresolved issue of the performance of catch-based and gear-based methods (preferred method when possible) for evaluating targeting, when it is possible to use both methods for a data series interested parties could construct CPUE indices using both methods to test whether they give similar signals. These results should then be collated in a meta-analysis for a methods meeting so that this issue can be resolved.

*Tagging.* The Group recommended development of an experimental design for specific tagging applications such as estimating fishing mortality rates and/or migration patterns. A tagging study designed to estimate fishing mortality would be particularly useful for the South Atlantic, given the highly uncertain stock status for that resource.

Pop-up satellite archival tagging studies such as reported in SCRS/2013/151 and in Neilson et al. 2009 are revealing different movement patterns, depending on where the tags were deployed, even within the North Atlantic management unit. Such results suggest that future assessment models should include area-specific structuring of input data.

*South Atlantic Swordfish Research Plan.* Given the poor understanding of population dynamics of swordfish in the South Atlantic, the Group should develop a long term plan for an enhanced program of research, focussing on independent estimates of fishing mortality, fraction mature by age, growth by sex and stock, movement and migrations, and improving available indices of abundance. Within the context of the SCRS Strategic Plan, this deficiency could be addressed.

*CPUE.* Future data preparatory meetings should focus on resolving the conflicting indices to the extent possible prior to the next assessment. Consideration should be given to aggregating the CPUE trends by area (rather than the current method of aggregating by nation). For the South Atlantic in particular, some attempt should be made to use stock assessment methods that can reconcile the contradictory trends in the target and by-catch CPUE series for the south (e.g., age/spatially-structured models). Given that no time series reliably spans the key time period before and after the increase and decrease in landings, the Group recommends the exploration of a combined index for the South ATL considering spatial weighting, data imputation (Carruthers *et al.* 2010) and using raw data with covariates that define targeting similar to the approach in the North.

It is recommended that for the next stock assessment, some sensitivity analysis be carried out for the combined index for the North. One particular set of analyses that would be of interest is to jackknife the catch and effort records by flag and to produce a new set of combined CPUE index data sets with one flag removed at a time. This would show the influence of each flag on the combined index. The simplest approach would be to use the same standardization model as was used for the combined index with all flags included but then to downweight the inputs for each flag one at a time.

*Development of Stock Synthesis.* The Group agreed that the Stock Synthesis method is an important advance, in that it allows inclusion of a broader range of input data than the surplus production models in current use. The Group recognized the possibility of spatial and environmental effects as perhaps being partially responsible for the conflicting directions of some of the influential indices of abundance. The Group recommended further study into including environmental covariates into the overall assessment process when and where appropriate. To take full advantage of the method, it is recommended that Working Group members take every opportunity to become more familiar with the approach, either through dedicated training or on-site work experience.

Stock Synthesis could also be used to help develop an operating model which will be used to evaluate the interim Limit Reference Point used as part of a Harvest Control Rule. It could also be used to evaluate alternative stock assessment processes, such as Delay-Difference or the Gedamke-Hoenig (2006) method.

The Group also recommended that future development of Stock Synthesis for the North Atlantic stock include incorporation of available PSAT information, as well as season/ area effects.

*Model Validation.* The Group recommended that methods be developed to evaluate indices of stock abundance based on fisheries dependent data, e.g. by using simulation and cross validation based on detailed data such as log books and sales records.

There is substantial information in the mean weight information that could inform total mortality rates. The WG recommends the further model explorations using delay-difference models or non-equilibrium Gedamke-Hoenig (2006) models mean length estimators of Z may be valuable for South Atlantic swordfish.

*Data Sharing and Confidentiality.* Confidentiality requirements of individual CPCs sometimes constrain the analyses that are undertaken by the Group. As has been recommended in the past by the SCRS, the Group continues to recommend that some mechanism be developed, either within the current ICCAT confidentiality rules, or through some modification of the system, to enable the sharing of such critical high-resolution (low aggregation) data.

*Informative priors for carrying capacity.* Given the sensitivity of assessment results in general to prior distributions for carrying capacity in situations where the data are uninformative, the Group recommends that informative priors for K be developed based upon factors such as habitat area, population density and other life history factors. While borrowing a prior based upon the posterior for K from another assessment, e.g., using the posterior for K from the North for the South may be scientifically justified, the Group recommends that future decisions such as this be based upon scientific analyses similar to the development of a prior for r.

## 9.2 Management

### North Atlantic

**Table 28** shows the ranges of total catch limits and associated probabilities associated with stock status by year. The current TAC of 13,700 has an 84% probability of maintaining the North Atlantic swordfish stock in a rebuilt condition by 2021 while maintaining a level biomass. TACs up to 14,300 would still have a higher than 50% probability of maintaining the stock in a rebuilt condition by 2021 but would be expected to lead to biomass declines.

Should the Commission wish to implement a limit reference point, the current TAC of 13,700 t would translate to a target fishing mortality rate of  $0.90 * F_{MSY}$ . Given that the stock is above  $B_{MSY}$ , most biomass thresholds under consideration in a harvest control would have little impact upon management advice in the short term.

### South Atlantic

Considering the unquantified uncertainties and the lack of signal in the data for the southern Atlantic swordfish stock, and until sufficiently more research has been conducted to reduce the high uncertainty in stock status, the committee did not have sufficient confidence in the assessment results to change the previous recommendation to limit catches to no more than 15,000 t.

## 10. Other matters

To allow sufficient time to advance the understanding of stock status for the North and South Atlantic, the Group recommends that the next Atlantic swordfish assessment will be conducted no sooner than 2016.

## 11. Adoption of the report and closure

The Chair recognized the hard work of participants during the Data/Methods meeting earlier this year, intersessionally, and also during the stock assessment meeting. The Group thanked the Chair for his work done during the meeting. Dr. Neilson also thanked the Group for their support during his tenure as Swordfish Coordinator, and wished the new Coordinator, Dr. Miguel Neves dos Santos good fortune with his new assignment. The Group and the Chairman also recognized the helpful work of the Secretariat. The Detailed Report was adopted during the meeting.

## References

- Carruthers, T., *et al.* 2011. Integrating imputation and standardization of catch rate data in the calculation of relative abundance indices *Fisheries Research*. 109 (2011): 157-167.
- Gedamke, T., and J.M. Hoenig. 2006. Estimating Mortality from Mean Length Data in Non-equilibrium Situations, with Application to the Assessment of Goosefish. *Trans. Amer. Fish. Soc.* 135:476-487.
- ICCAT 2013, Report for Biennial Period, 2012-13, Part II, pp: 248-252.
- Mejuto, J., B. Garcia-Cortes, A. Ramos-Cartelle. 2013. Standardized catch rates in number of fish by age for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) of the Spanish longline fleet, for the period 1983-2011. *Coll. Vol. Sci. Pap. ICCAT. SCRS/2013/107*.
- Neilson JD., Smith S, Royer F, Paul SD, Porter JM, Lutcavage M. 2009. Investigations of Horizontal Movements of Atlantic Swordfish Using Pop-up Satellite Archival Tags. In: *Tagging and Tracking of Marine Animals with Electronic Devices* (Eds: Nielsen JL, Arrizabalaga H, Fragoso N, Hobday A, Lutcavage M, Sibert J). *Reviews: Methods and Technologies in Fish Biology and Fisheries*, Vol. 9, pp 145-159.
- Preece, A., R. Hillary, and C. Davies. 2011. Identification of candidate limit reference points for the key target species in the WCPFC. *WCPFC-SC7-2011/MI-WP-03*.
- Yokawa, K. 2010. CPUE standardization of south Atlantic swordfish caught by Japanese longliners in 1975-2007. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(1): 241-248.

# RAPPORT DE LA RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK D'ESPADON DE L'ATLANTIQUE DE 2013

(Olhão, Portugal, 2-10 septembre 2013)

## 1. Ouverture, adoption de l'ordre du jour et organisation des sessions

La réunion a été tenue au centre de l'IPIMA, à Olhão, au Portugal. L'organisation locale a été assurée par le Dr Miguel Neves dos Santos (prochain Coordinateur pour l'espadon) et le Dr R. Coelho. Le Dr John Neilson, le Président de la réunion, a souhaité la bienvenue aux participants (« le Groupe ») et a présenté l'organisation générale de la réunion. Le Dr Neilson a procédé à l'examen de l'ordre du jour qui a été adopté avec certaines modifications (**Appendice 1**). Le Dr Neilson a rappelé au Groupe que l'ordre du jour avait été élaboré afin de se conformer aux objectifs présentés dans le Plan de travail pour l'espadon de 2013, approuvé par le SCRS en 2012 (cf. ICCAT 2013).

La liste des participants est jointe en tant qu'**Appendice 2** et la liste des documents scientifiques présentés lors de la réunion est incluse à l'**Appendice 3**.

Les participants ci-après ont assumé la tâche de rapporteur pour les divers points du rapport :

<i>Point</i>	<i>Rapporteurs</i>
1, 9, 10	J. Neilson
2	W. West
3	G. Diaz, H. Hazin
4	C. Brown, M. Neves dos Santos
5	G. Diaz, A. Domingo
6	J. Walter, K. Yokawa, A. Hanke
7	J. Walter, M. Kai, A. Hanke
8	L. Kell, A. Hanke
9	M. Neves dos Santos, J. Neilson
10	M. Neves dos Santos, J. Neilson

## 2. Examen des données biologiques, y compris les données de marquage

Le document SCRS/2013/161 présentait l'hypothèse d'un récent déplacement de l'espadon vers le pôle dans l'Atlantique nord. Sur la base des observations de tendances opposées de l'abondance pour l'espadon du nord, le document suggérait la possibilité d'un déplacement de l'abondance depuis les latitudes chaudes du sud vers les latitudes plus froides du nord. Plusieurs indices d'abondance observés changeaient brutalement en terme de direction, de valeurs négatives à positives, alors que d'autres présentaient un changement inverse. Les changements observés de direction des indices d'abondance correspondent aux changements des tendances de la taille de la piscine d'eau chaude de l'Atlantique (*Atlantic Warm Pool - AWP*), du changement de signe de l'oscillation atlantique multidécennale (*Atlantic Multidecadal Oscillation - AMO*) et de l'oscillation nord-atlantique (*North Atlantic Oscillation - NAO*). Dans l'objectif de quantifier un éventuel rapport entre les changements de l'abondance et les divers indices environnementaux potentiels, nous avons exécuté le modèle d'évaluation sans l'influence des données environnementales et procédé à la régression des valeurs résiduelles de l'ajustement de la CPUE aux divers indices environnementaux (**Figure 1**). Compte tenu des limites de tolérance aux températures prévues pour l'espadon, il est possible que sa préférence en matière d'habitat ait évolué vers le nord ou qu'il ait changé de proie préférée, ou que ces deux facteurs soient réunis. Il a également été noté que le moment où se produisait la migration annuelle vers le nord de l'espadon correspondait au cycle annuel de l'AWP (**Figure 2**).

Les espadons sont généralement capturés dans la partie froide des fronts océaniques, contrairement à certaines espèces de requins pélagiques qui peuvent être présents dans la partie chaude. Compte tenu du déplacement des fronts océaniques, nous pouvons postuler que l'espadon se déplace avec le front (déplacement horizontal) ou modifie son schéma de plongée (déplacement vertical) en réponse. Le Groupe a ensuite discuté de la possibilité d'un déplacement ou d'une expansion du stock en réponse aux facteurs environnementaux. Des recherches approfondies sur la profondeur d'extension de l'AWP apporteront de précieuses informations à ce titre, étant donné que l'espadon plonge et peut se nourrir de grandes profondeurs. Les changements observés des indices

d'abondance reposaient sur des données dépendantes des pêcheries, ce qui pourrait ne pas indiquer précisément les changements de l'abondance du stock mais plutôt une corrélation avec un déplacement de l'effort. Cette hypothèse sur les variables environnementales requiert un examen et a des implications pour les modèles d'évaluation des stocks basés sur l'espace et le sexe au niveau des indices d'abondance ou du modèle en lui-même.

Le document SCRS/2013/151 présentait le suivi horizontal de 21 espadons porteurs de marques pop-up par satellite dans l'Atlantique Nord-est et central. L'analyse des déplacements horizontaux révélait des schémas saisonniers, les poissons se déplaçant généralement vers le sud en hiver et retournant aux zones d'alimentation tempérées au printemps. Même si les déplacements étaient surtout réalisés latitudinalement, le suivi des poissons présentait une certaine connectivité dans l'Atlantique nord. Les déplacements quotidiens moyens estimés s'élevaient à  $24,68 \pm 19,51$  km jour<sup>-1</sup> et pouvaient même atteindre en moyenne  $\sim 100$  km jour<sup>-1</sup>. La trajectoire la plus longue enregistrée totalisait plus de 10.000 km. Les résultats préliminaires donnaient à penser que l'espadon présente une versatilité physiologique remarquable, habitant des eaux de l'Atlantique dont les SST s'étalent de 10,1 à 28,6°C et affrontant des températures environnementales de <4°C à 28° C, avec des déplacements quotidiens fréquents de plus de 15°C (moyenne  $9,25 \pm 5,69$ ). Les poissons présentaient un schéma journalier précis en terme de comportement vertical, se nourrissant probablement en profondeur le jour et demeurant dans la couche mixte la nuit. Les analyses statistiques ne présentaient pas de différence spatio-temporelle dans le comportement migratoire vertical mais ceci pourrait être dû, en partie, aux limites des données transmises par PSAT. Ces informations s'amélioreront au fur et à mesure de la disponibilité de données PSAT et contribueront à la formulation des modèles d'évaluation.

Le Groupe a pris note des résultats rétrospectifs du marquage, accompagnés d'une description vidéo des déplacements horizontaux. Les divers déplacements latitudinaux et longitudinaux ont été relevés dans l'étude de marquage côtier précédent. De nouvelles analyses du profil vertical de température seront conduites. Le Groupe s'est interrogé sur le degré de précision des localisations estimées et la possibilité d'identifier le sexe lors du marquage. Il a encouragé à poursuivre les travaux de marquage et il est possible qu'ils soient inclus dans les futurs modèles d'évaluation des stocks.

Le document SCRS/2013/153 faisait état d'une étude portant sur l'âge et la croissance de l'espadon de l'Atlantique sud. Au total, 406 nageoires anales d'espadon de l'Atlantique sud ont été collectées entre 2006 et 2013. Les nageoires ont été classées en trois types, le type A étant le plus commun. Plusieurs rapports biométriques entre les mesures de la section du rayon et la longueur maxillaire inférieur-fourche (LJFL) ont été analysés. Un meilleur angle de description de l'interprétation de l'âge de l'espadon a été développé. Des tailles moyennes par âge et des paramètres de croissance ont été estimés pour ce stock ( $L_{\infty} = 358,65$ ,  $k = 0,092$ ,  $T_0 = -1,929$ ) à l'aide du modèle standard de Von Bertalanffy, qui présentait un meilleur ajustement par rapport aux autres modèles de VB. Aucun résultat flagrant n'a été obtenu lors de l'application de tests de validation indirecte (découpage en arête et MIR).

Les résultats rétrospectifs reflètent l'âge et la croissance de l'espadon de l'Atlantique nord. Le partage des sexes dans le graphique permettra d'observer la différence des courbes de croissance. Le Groupe a demandé s'il existait une importante différence entre les modèles de croissance des mâles et des femelles, ce qui pourrait avoir des implications pour les modèles d'évaluation des stocks basés sur le sexe qui regroupent actuellement les deux sexes. De même, une différence dans la mortalité naturelle entre les sexes pourrait avoir les mêmes implications. Les auteurs doivent encore valider les travaux et accroître les gammes de tailles.

### **3. Examen des données de prise, y compris de prise par taille et des tendances des pêcheries**

Le Secrétariat a indiqué qu'il n'y avait pas d'actualisation des données de Tâche I et II, à l'exception de l'inclusion des prises de 2012 soumises par les CPC dans le tableau de la Tâche I. Les prises déclarées au titre de 2012 pour les stocks du nord et du sud s'élevaient à 13.134 t et 10.392,5 t, respectivement (**Tableau 1**). Le Groupe a constaté que certaines CPC n'avaient pas déclaré de prises pour 2012 pour les stocks du Nord (huit CPC) et du Sud (une CPC). Pour ces CPC, le Groupe a convenu d'utiliser la valeur moyenne des prises déclarées pour 2009-2011, en tant qu'estimation de 2012, aux fins d'utilisation dans les projections (**Tableau 2**). Après avoir estimé les prises manquantes de 2012, la prise totale s'élevait à 14.038 t pour le stock nord et à 10.393 t pour le stock du Sud.

## *Descriptions des pêcheries*

*Afrique du Sud.* Des navires sous pavillon étranger ciblant le thon rouge du sud et le germon ont démarré la pêche palangrière dans les eaux de l'Afrique du Sud, dans les années 1960. Le développement d'une pêche locale a commencé à susciter un certain intérêt en 1995, au vu du succès remporté par les navires étrangers dans le ciblage et la capture de thonidés. Une pêche expérimentale ciblant des thonidés et de l'espadon a débuté en 1997, laquelle a évolué en une pêche officielle en 2005. Cette pêche est de nature côtière et l'effort de pêche orienté sur l'espadon se concentre dans la région sud-ouest de l'océan Indien (20°-30°S, 30°-40°E) et le long du plateau continental de l'Afrique du Sud dans l'Atlantique sud-est (30°-35°S, 15°-18°E). 15 navires sud-africains, en moyenne, sont en activité pendant l'année et ciblent l'espadon à bord de navires de 20-30 m de long. De surcroît, les navires sous pavillon étranger capturent de l'espadon en tant que prise accessoire. Les prises ont enregistré des volumes maximums en 2001 et 2002 et se sont réduites depuis lors avec une moyenne de <200 t par an au cours de ces cinq dernières années. L'effort est contrôlé et la pêche limitée à 50 navires en activité par an. Sur ces 50 navires, un plus petit nombre de licence (20) a été délivré pour le ciblage de l'espadon afin de réduire la pression, essentiellement dans l'océan Indien.

La description des pêcheries des autres CPC figure dans le « rapport de la réunion de préparation des données pour l'espadon de l'Atlantique de 2013 ».

## **4. Indices d'abondance relative**

### **4.1 Indices d'abondance relative – Nord**

Le Groupe a évalué les séries de capture par unité d'effort (CPUE) disponibles lors de la réunion de préparation des données pour l'espadon de l'Atlantique de 2013 (SCRS/2013/015). Certains indices ont été considérés adaptés aux fins de leur utilisation dans les modèles d'évaluation (Japon, UE-Portugal, Maroc, Canada 1 et 2, données spécifiques de l'âge et regroupées par âge de l'UE-Espagne et États-Unis 1 et 2). Dans certains cas, le Groupe a toutefois sollicité de nouvelles clarifications ou des analyses supplémentaires. Au cours de la réunion de préparation des données, le Groupe a aussi décidé provisoirement d'exclure les indices du Taipei chinois des modèles d'évaluation, dans l'attente de nouvelles informations relatives aux calculs de standardisation et au traitement des données concernant le ciblage. Les discussions initiales ont donc porté sur les modifications ou actualisations apportées aux indices depuis la réunion de préparation des données ainsi que sur les réponses aux questions soulevées au cours de la réunion de préparation des données.

Les scientifiques espagnols, portugais et américains ont confirmé qu'aucune modification ou actualisation n'avait été réalisée en ce qui concerne les indices de leurs pêcheries depuis la réunion de préparation des données. Lors de ladite réunion, le Groupe avait exprimé des préoccupations quant à l'inclusion d'une interaction année\*trimestre en tant qu'effet fixe dans les indices du Maroc, ce qui pourrait affecter l'estimation de l'effet année (qui est l'indice approchant de l'abondance relative). Le Groupe avait recommandé que l'auteur examine la modélisation de l'interaction en tant qu'effet aléatoire. Aucun scientifique marocain n'était présent à la réunion d'évaluation et aucun nouvel indice n'a été soumis. Néanmoins, le Groupe a convenu provisoirement d'utiliser les indices marocains dans les modèles d'évaluation.

À la demande du Groupe, l'indice japonais pour la Zone 5 a été révisé afin d'inclure la période plus antérieure. Lors de la réunion de préparation des données, le Groupe avait noté que les palangriers japonais avaient fréquemment changé la configuration de l'engin dans les zones tropicales dans les années 90 (en raison de la rapide amélioration des matériaux de l'engin) et que la configuration de l'engin n'avait pas changé dans une grande mesure dans la zone 5 (zone tempérée de l'Atlantique nord-ouest). Étant donné que les indices de la zone 5 ne reflétaient pas la grande influence du changement de configuration de l'engin, les indices de la zone 5 ont été utilisés dans les modèles d'évaluation.

De nouveaux indices canadiens ont été présentés en réponse à la requête du Groupe visant à déplacer toutes les interactions avec l'effet année à la composante aléatoire du modèle à effets mixtes et à traiter d'éventuelles interactions année-appât. Dans cette itération, la longitude et la latitude ont été incluses en tant que prédicteurs mais seule la latitude a été retenue. La zone a été incluse en tant qu'effet fixe et une interaction zone-année a été introduite dans la composante aléatoire du modèle avec des pentes distinctes et des ordonnées estimées pour les niveaux d'hameçons utilisés. Une variante a également été examinée en incluant l'estimation de pentes et d'ordonnées distinctes pour chaque niveau d'appât. Les estimations de l'effet année étaient similaires à celles détaillées dans le document et il a été considéré que les tendances estimées dépendaient de la façon dont nous

marginalisons l'effet des facteurs non indicateurs de la tendance des stocks. La méthode adoptée consistait à établir tous les prédictors continus à leur valeur moyenne et les prédictors de catégorie au niveau associé à la pêche de l'espadon (zone=4W; appât=poisson; trimestre=3; hameçon=J). Le Groupe a recommandé d'omettre les données de 1962 (pour lesquelles les tailles des échantillons sont faibles) de l'analyse ; l'analyse a été réalisée et les résultats ont été présentés au Groupe aux fins d'inclusion dans les modèles d'évaluation. En outre, le scientifique canadien a expliqué que les données de CPUE du Canada avaient été standardisées en un seul modèle et que les résultats devraient être considérés comme une seule série d'indices, avec un vide de 1971 à 1978.

Le Groupe s'est attaché à déterminer si les indices des États-Unis pourraient être reconstruits en une seule série, à la lumière de nouvelles informations transmises par les scientifiques américains, selon lesquelles les analyses des taux de capture issus des données des observateurs et des capturabilités estimées dans les scénarios préliminaires du modèle Stock Synthèse ne pouvaient pas déceler de différence statistique entre les taux de capture utilisant les hameçons en forme de J et les hameçons circulaires (des indices distincts avaient été élaborés à la suite de l'instauration de mesures de gestion nationales stipulant l'utilisation obligatoire d'hameçons circulaires en 2004). Il a toutefois été noté que la conclusion originale, selon laquelle l'utilisation d'hameçons circulaires (conjointement avec des appâts composés de calmars) réduisait les taux de capture, émanait d'une expérience contrôlée permettant une comparaison en parallèle des types d'hameçons. Le Groupe a donc décidé de maintenir la division entre États-Unis 1 et 2.

Le document SCRS/2013/154 présentait les indices d'abondance obtenus d'après les données de la flottille palangrière du Taipei chinois et l'auteur a répondu aux préoccupations et questions soulevées par le Groupe lors de la réunion de préparation des données. Il a été confirmé que les CPUE standardisées de l'espadon avaient été calculées en utilisant la moyenne des moindres carrés des effets modélisés de l'année. L'auteur a également indiqué que des indices d'abondance distincts avaient été développés pour trois périodes (1967-1989, 1990-1999 et 2000-2012). Il a expliqué que l'indice qui prenait en considération la configuration de l'engin (par exemple hameçons par panier) ne débutait qu'en 2000 (et non en 1995, date à laquelle les données de ce type ont commencé à être incluses dans la base de données) car les données sur la configuration de l'engin étaient rares entre 1995 et 1999. Le Groupe a apprécié ces éclaircissements et les nouvelles informations apportées mais il a néanmoins maintenu la recommandation de ne pas utiliser les indices du Taipei chinois dans les modèles d'évaluation de l'Atlantique nord, compte tenu de la couverture spatiale relativement restreinte des niveaux de capture de cette flottille dans l'Atlantique Nord, notamment ces dernières années.

Les indices finaux de CPUE, en biomasse, élaborés par les scientifiques des CPC sont présentés au **Tableau 3** et à la **Figure 3**. En vue de faciliter la comparaison visuelle des tendances annuelles, les valeurs graphiques des indices ont été rééchelonnées à la moyenne des années de chevauchement, à savoir les tendances des indices standardisés individuels ont été ajustées proportionnellement pour obtenir le même niveau moyen (1,0) au cours de la période du plus grand chevauchement (2006-2011). Étant donné que la série des États-Unis 1 n'incluait pas ces années, ses valeurs graphiques ont été rééchelonnées de telle façon que ses valeurs moyennes enregistrées de 1997 à 2003 soient égales à la moyenne générale des valeurs graphiques (rééchelonnées) des indices du Canada, de l'UE-Portugal et de l'UE-Espagne de 1997 à 2003.

Pendant la réunion de préparation des données, le Groupe avait recommandé d'actualiser l'indice combiné de la biomasse afin d'exécuter le scénario de continuité issu de l'évaluation de stock de 2009. Les scientifiques des CPC des principales flottilles palangrières opérant dans l'Atlantique nord (États-Unis, UE-Espagne, Canada, Japon, Maroc et UE-Portugal) ont soumis des données de prise et d'effort, à divers niveaux de regroupement, que le Secrétariat a utilisées pour calculer l'indice combiné (SCRS/2013/139). Comme dans les analyses antérieures, les principaux effets incluaient l'année, la zone, le trimestre, une variable nation-opération reflétant les différences opérationnelles et d'engin susceptibles d'influencer la capturabilité de l'espadon ainsi qu'une variable cible (basée sur le pourcentage d'espadon dans la capture) afin de tenir compte des sorties de pêche au cours desquelles les opérations de pêche variaient en fonction de la principale espèce ciblée. L'indice combiné est présenté à la **Figure 4**, rééchelonné aux indices finaux spécifiques des pêcheries.

Le Groupe a considéré que, d'un point de vue conceptuel, l'approche standardisant les données des principales pêcheries pourrait mieux refléter l'abondance globale des stocks par rapport aux indices élaborés d'après les données des pêcheries individuelles, étant donné que cette approche globale comporterait des tailles d'échantillons plus importantes et une couverture spatiale plus vaste et qu'elle pouvait mieux prendre en considération les changements de la disponibilité locale. Cependant, le potentiel de cette analyse pourrait être entravé par plusieurs facteurs: (1) généralement, les observations avaient un plus haut niveau de regroupement que les données originales qui pourraient être mises à la disposition des scientifiques des CPC; (2) le niveau de



regroupement était inégal entre les flottilles (c'est-à-dire par sortie de pêche/catégorie d'engin/effort moyen, par sortie de pêche avec engin/effort détaillé collecté séparément, par mois/catégorie d'engin/carrés de 5°X5°), donnant lieu à une représentation disproportionnée dans les données et à des niveaux d'effort inégaux représentés par chaque point de données et (3) l'absence d'informations auxiliaires qui pourraient être transmises aux scientifiques des CPC qui élaborent des indices spécifiques aux flottilles, parfois au niveau des opérations, par le biais des programmes d'observateurs ou des carnets de pêche ou de sources externes fournissant des données plus précises sur la localisation des opérations ; ces informations auxiliaires pourraient mieux tenir compte des changements de ciblage ou de l'influence des facteurs environnementaux.

Tout comme lors de la réunion de préparation des données, les discussions ont porté sur la pertinence d'inclure une variable explicative (dans ce cas, la variable de ciblage basée sur des catégories définies d'après la proportion d'espadon dans la capture) qui est calculée d'après (ou directement liée à) la variable dépendante. Le problème est que le modèle calculera que les changements de taux de capture sont causés par des changements de niveau de catégorie de cible, alors qu'il est probable que les changements d'abondance soient reflétés, en réalité, dans les niveaux de capture qui, à leur tour, modifieraient la catégorie de cible, indépendamment d'un quelconque changement de stratégie de pêche. Dans ce cas, le modèle de standardisation tendrait à ajuster des taux de capture élevés à la baisse et des taux de capture faibles à la hausse, en masquant des tendances sous-jacentes. Un autre point de vue était qu'en l'absence d'informations détaillées concernant les changements de stratégie de pêche (telle que la configuration de l'engin et l'appât), le ratio d'espadon dans la capture était le meilleur moyen de distinguer l'effort dirigé sur les différentes espèces. Bien que le Groupe ne soit pas parvenu à un consensus sur ce point, une nouvelle analyse de standardisation de sensibilité, réalisée en supprimant la variable cible, n'a engendré aucune modification des estimations de l'indice et présentait une réduction de l'intervalle de confiance.

Compte tenu de l'influence de l'indice combiné sur les résultats du modèle et étant donné que l'on observe d'importantes différences pour certaines années par rapport à l'indice calculé pour la dernière évaluation, le Groupe a discuté de la façon de quantifier ou de décrire cette apparente incertitude dans les résultats de l'évaluation et de l'avis de gestion en résultant. Afin de mieux appréhender la source de ces différences, le Groupe a sollicité un diagramme des taux de capture nominale, calculés d'après les observations utilisées pour les calculs de l'indice combiné en 2009 et pour l'évaluation actuelle (**Figure 5**).

Au cours de la réunion de préparation des données, les données issues des rapports de débarquements des mareyeurs ont été rejetées aux fins de leur utilisation dans le calcul des indices des États-Unis au profit des données issues du programme d'observateurs, en dépit de la série temporelle de données plus courte collectées par les observateurs. Les données des observateurs sont disponibles au niveau de l'opération et incluent des données sur de nombreuses variables spécifiques à l'opération (par exemple, appât, configuration de l'engin, etc.). Par ailleurs, un changement s'est produit au fil du temps dans le mode de collecte des données de débarquements des mareyeurs, passant d'un programme à titre volontaire avec un biais de sélection (avec une possible surestimation des taux de capture des flottilles), à un programme obligatoire, avec un lien vers les informations sur la localisation et l'engin de pêche des carnets de pêche, qui ne sont disponibles que pour la fin de la période. Malgré la décision prise au préalable, déterminant que les données de taux de capture les meilleures (et les moins biaisées) provenaient du programme d'observateurs, la législation nationale américaine en matière de confidentialité empêchait la soumission de ces données de débarquements (utilisées dans la standardisation des indices 1 et 2 des États-Unis), donnant lieu à des données potentiellement biaisées de la CPUE des États-Unis. Les données de débarquements des mareyeurs, potentiellement biaisées, renaient un plus grand nombre d'observations à la suite de l'application d'un critère de regroupement minimum, par rapport aux données des observateurs, bien que certaines données n'aient pas pu être soumises en raison de l'exclusion d'une strate qui ne répondait pas aux exigences en matière de confidentialité. L'effet de l'exclusion de la strate enregistrant un plus faible nombre d'observations de débarquements des mareyeurs n'est pas connu. Comme l'a recommandé le SCRS par le passé, le Groupe continue à recommander de développer certains mécanismes, dans le cadre des normes de confidentialité actuelles de l'ICCAT, ou en apportant des modifications au système, afin de permettre de partager ces données cruciales ayant une haute résolution (faible niveau de regroupement).

Face à l'indisponibilité de données pour calculer un indice combiné pour le stock d'espadon de l'Atlantique sud, des indices combinés ont été développés en adoptant une approche déjà utilisée pour plusieurs autres évaluations des stocks du SCRS (thonidés tropicaux, istiophoridés, par exemple). Dans le cadre de cette approche, les valeurs de l'indice annuel sont calculées d'après les indices standardisés spécifiques aux pêcheries disponibles, en utilisant l'algorithme naturel des valeurs de l'indice annuel en tant que données d'entrée pour le GLM, avec la flottille en tant qu'effet. Les moyennes des moindres carrés en résultant sont remises à l'échelle originale par la suite afin de créer les valeurs de l'indice combiné. Cette procédure permet également de pondérer chaque indice par la zone de couverture ou la capture (**Tableau 4**).

Les différences entre les indices combinés élaborés de cette façon et ceux créés en standardisant les observations de prise et d'effort soumises par les CPC n'ont pas pu être évaluées pour l'Atlantique sud. Pour faciliter l'interprétation des résultats dans l'Atlantique sud, en l'absence d'un indice combiné élaboré d'après les observations, le Groupe a décidé de réaliser cette comparaison pour l'Atlantique nord. Les indices élaborés par le biais de l'approche GLM, non pondérés, pondérés par zone et pondérés par capture, sont présentés conjointement avec l'indice combiné du cas de continuité à la **Figure 6**. Les divers schémas de pondération avaient généralement un effet modeste parmi les indices combinés du GLM. Les indices combinés du GLM et du cas de continuité étaient parfois similaires mais les valeurs du GLM étaient sensibles aux cas où un seul indice était disponible et l'indice combiné du cas de continuité estimait une plus forte valeur pour 1963. Le Groupe a noté que les différences dans les informations transmises par les indices combinés du GLM par rapport à l'indice de continuité semblaient reproduire exactement la différence que l'on avait constatée entre les informations des indices individuels et de l'indice de continuité.

#### **4.2 Indices d'abondance relative – Sud**

Six jeux de données d'indices d'abondance relative (Brésil, UE-Espagne, Uruguay, Japon, Taipei chinois et Afrique du Sud) ont été mis à la disposition du Groupe. Ces indices de CPUE ont été standardisés en utilisant diverses approches analytiques, comme cela a été présenté lors de la réunion de préparation des données (Madrid, 3-10 juin 2013). Les informations détaillées relatives aux séries de données et aux méthodes employées ont été fournies dans les documents: SCRS/2013/098, Brésil; SCRS/2013/108, UE-Espagne; SCRS/2013/101, Uruguay; SCRS/2013/109, Japon; SCRS/2013/098, Taipei chinois. Certains indices d'abondance relative ont été présentés en termes de CPUE standardisée en nombre et le Groupe a donc demandé aux scientifiques nationaux (Brésil, Japon et Taipei chinois) de convertir ces nombres en biomasse. Cette tâche a été accomplie en multipliant la CPUE annuelle standardisée en nombre par le poids moyen de la prise par taille, telle que soumise par le Secrétariat. Le Groupe a alors révisé ces séries de CPUE standardisée (en poids).

*Brésil.* Des améliorations ont été apportées au dernier indice de CPUE, donnant lieu à une réduction de la variabilité interannuelle du nouvel indice. Une variabilité interannuelle persistait toutefois (particulièrement élevée en 2010), ce qui pourrait résulter de la nature très hétérogène de la flottille brésilienne plutôt que de la véritable tendance de la biomasse. Le Groupe estime qu'il est probable que l'augmentation de l'indice d'abondance pour cette espèce soit une représentation trop optimiste de la récente tendance de la biomasse d'espadon de l'Atlantique sud. Le Groupe a donc décidé de ne pas inclure cette série dans le processus de modélisation d'évaluation des stocks.

*UE-Espagne.* La série standardisée présentait une tendance plate et plutôt stable au cours de la période 1989-2011. Le Groupe a décidé d'inclure cette série dans le processus de modélisation d'évaluation des stocks.

*Uruguay.* Une actualisation du taux de capture standardisé de l'espadon capturé par la flottille palangrière uruguayenne dans l'Atlantique sud-ouest de 1982 à 2012 a été présentée. Comme cela a été suggéré à la réunion de préparation des données, et réalisé lors de l'évaluation du stock d'espadon précédente, la série de CPUE a été partagée en deux périodes (1982-1992 et 1993-2011) à la suite du changement d'espèce cible en 1992. En outre, en raison de changements survenus après 2010 dans la dynamique des flottilles, dus à des conflits de travail et à des changements de la demande du marché qui ont provoqué une forte réduction de l'effort de pêche, le Groupe a convenu de ne pas inclure les années 2010 à 2011 dans cette série aux fins du processus de modélisation d'évaluation des stocks.

*Japon.* Lors de la dernière évaluation du stock d'espadon (2009), le Japon avait soumis une CPUE standardisée pour l'espadon de l'Atlantique sud avec une série temporelle ventilée en deux séries distinctes (1975-1989 et 1990-2007) en raison de changements opérationnels manifestes (modifications de la configuration de l'engin pour des opérations de pêche menées à de plus grandes profondeurs au cours de la seconde période) (Yokawa, 2010). À la réunion de préparation des données tenue en juillet 2013, le Japon n'avait actualisé que la dernière partie de la série temporelle de CPUE (1990-2012) car aucune nouvelle information n'était disponible pour la première partie de la série temporelle. Le Groupe a convenu d'inclure aussi le début de la série temporelle (1975-1989) dans le scénario de référence étant donné qu'il avait déjà été examiné et adopté à la dernière évaluation du stock en 2009. Les scientifiques nationaux ont également suggéré d'omettre les années 1990 et 1991 de la série temporelle puisqu'il était probable que ces années ne soient pas bien représentées. En raison d'une possible contamination des données, due aux rejets dans le nord (proximité de la délimitation du stock à 5°N), le Groupe a décidé d'exclure les données correspondant à la période 2000-2005 et à la zone au nord de 15°S (zone nord) de la série de CPUE standardisée, aux fins du processus de modélisation d'évaluation des stocks.

*Taipei chinois.* Le document SCRS/2013/155 présentait une version actualisée du taux de capture standardisé d'espadon capturé par la flottille palangrière du Taipei chinois dans l'Atlantique sud entre 1967 et 2012, comme cela avait été requis par le Groupe. Cette série a été ventilée en trois séries différentes, correspondant aux périodes 1967-1989, 1990-1999 et 2000-2012, en raison de changements survenus dans la pêche (une plus faible profondeur de pêche au cours des premières années; un déplacement de la zone de pêche vers la zone tropicale à la suite d'un changement d'espèce ciblée au profit du thon obèse) et du type de données disponibles (par exemple, le nombre d'hameçons par panier uniquement disponible à compter de 2000). Le Groupe a décidé d'utiliser ces séries en tant que scénario d'analyse de sensibilité aux fins du processus de modélisation d'évaluation des stocks.

*Afrique du Sud.* Le document SCRS/2013/159 présentait un taux de capture standardisé d'espadon (en nombre) capturé par la flottille palangrière sud-africaine dans l'Atlantique sud entre 1998 et 2012. Cette analyse utilisait une approche de modélisation par GLM qui utilisait l'année, le mois, le nombre total d'hameçons par opération, la localisation de la capture, le pavillon, l'espèce ciblée et la longueur hors-tout du navire (LOA) en tant que variables explicatives. Le Groupe a reconnu l'effort déployé et il a recommandé de procéder à de nouvelles améliorations portant sur la formulation du modèle et les prévisions concernant l'extraction du facteur année de l'indice standardisé. Le Groupe a par conséquent décidé de ne pas inclure cette série dans le processus de modélisation d'évaluation des stocks.

Les séries de CPUE standardisée présentaient des tendances différentes ainsi qu'une forte variabilité, ce qui indique que certaines d'entre elles ne décrivent pas les tendances de l'abondance du stock. Les indices disponibles sont récapitulés au **Tableau 5** et représentés à la **Figure 7**. Afin de faciliter la comparaison visuelle des tendances annuelles, les indices ont été échelonnés à la moyenne des années de chevauchement.

Deux indices combinés ont été élaborés (récapitulés au **Tableau 6** et à la **Figure 8**), l'un excluant la série de données du Brésil et l'autre excluant à la fois les séries de données du Brésil et du Taipei chinois. Afin de faciliter la comparaison visuelle des tendances annuelles, les indices ont été échelonnés à la moyenne des années de chevauchement. Le GLM pour l'indice combiné de CPUE a été pondéré par carré de  $5^{\circ} \times 5^{\circ}$  de la zone pêchée par chaque flottille chaque année. L'indice a été calculé en tant qu'indice de la moyenne des moindres carrés remise à l'échelle originale, avec correction de biais (estimé sur l'échelle logarithmique). En ce qui concerne l'indice combiné qui excluait uniquement la série de données du Brésil, l'erreur standard pour la rétrotransformation a été prise comme la moyenne géométrique des trois dernières années, de telle sorte que l'erreur standard extrêmement élevée de l'estimation de 1967 avait moins d'influence sur la moyenne.

## **5. Méthodes et autres données importantes pour l'évaluation**

À la réunion de préparation des données sur l'espadon de l'Atlantique tenue en juin 2013, le Groupe d'espèces sur l'espadon a donné son appui aux efforts visant à inclure davantage de données disponibles sur l'espadon dans le processus d'évaluation à l'aide d'autres plateformes d'évaluation, en plus du modèle de production excédentaire ASPIC utilisé dans les évaluations antérieures. Le Groupe a passé en revue les données et plateformes disponibles et il a également examiné l'expertise nécessaire pour exécuter les modèles d'évaluation disponibles. Le Groupe a recommandé qu'outre ASPIC, l'évaluation fasse aussi appel au modèle de Synthèse des stocks (SS3) et au modèle de production excédentaire bayésienne (BSP2). L'inclusion de ces deux modèles dans le processus d'évaluation permettrait d'utiliser des distributions a priori calculées d'après les données du cycle vital, les données environnementales, les tailles et les CPUE spécifiques de l'âge.

Le Groupe a discuté de la possibilité d'inclure les données de 2012 pour estimer l'état du stock même si le plan de travail pour l'espadon de 2012 précisait que l'évaluation du stock ne serait réalisée qu'avec les données allant jusqu'à 2011. Il a été convenu que le Groupe ne devrait pas s'éloigner du plan de travail de 2012 et qu'il conduirait donc l'évaluation du stock avec les données allant jusqu'à 2011. Cependant, le Groupe a convenu de conduire des analyses exploratoires incluant les données de 2012 dans l'objectif d'évaluer la tendance actuelle du stock et non de soumettre un avis de gestion.

### **5.1 Nord**

#### **5.1.1 Modèle de production ASPIC**

Le Groupe a constaté que, lors de l'évaluation de 2009, le paramètre  $B_1/K$  avait été établi à la valeur 0,85 car les efforts visant à estimer ce paramètre n'avaient pas donné lieu à une convergence du modèle pour le stock nord.

Dans le cadre du cas de continuité, le Groupe a convenu d'établir le paramètre  $B_1/K$  à la même valeur que celle utilisée lors de la dernière évaluation. Toutefois, étant donné que les scénarios préliminaires permettaient la convergence du modèle tout en estimant  $B_1/K$ , le Groupe a décidé d'estimer tous les paramètres de tous les autres scénarios d'ASPIC. Le Groupe a également convenu de projeter le modèle ASPIC utilisé dans l'évaluation de 2009 avec les prises déclarées en 2009, 2010 et 2011 aux fins de comparaison avec les résultats de l'évaluation actuelle.

Lors de l'application des modèles de production à l'espadon de l'Atlantique nord, le Groupe a utilisé le modèle dynamique (en conditions de non-équilibre) (ASPIC v5.55) adopté précédemment par le SCRS pour plusieurs espèces, dont l'espadon. Cette version d'ASPIC est paramétrée en termes de PME, K, et  $B_1$  (première année)/K ; le modèle a été formulé comme lors des évaluations de 1994, 1996, 1999, 2002, 2006 et 2009. Les paramètres initiaux des modèles étaient comme suit: (i) biomasse de 1950 ( $B_0$ ) limitée de sorte à égaler  $0,875 * K$  (équivalent à  $1,75 * B_{PME}$ ) ou  $B_0$  devant être estimée, les autres paramètres PME, K et les coefficients de capturabilité étant estimés; (ii) postulat du modèle de production logistique et (iii) optimisation du modèle conditionné par la capture. Une minimisation des valeurs les moins absolues a été utilisée. Lors des évaluations précédentes, des analyses de sensibilité ont été menées à bien pour évaluer la sensibilité à ce facteur et à d'autres encore. D'autres paramètres du modèle, tels que le critère de convergence, la solution de recherche, le redémarrage durant l'optimisation et les valeurs de départ initiales pour les paramètres sont présentés au **Tableau 7** – fichier d'entrée d'ASPIC.

Les données utilisées dans le modèle de production ASPIC et les analyses de sensibilité consistaient en la prise totale déclarée dans l'Atlantique nord de 1950 à 2011, y compris les rejets morts estimés (**Tableau 7**), ainsi que l'indice de la biomasse de la CPUE combinée de l'espadon du nord, tel que décrit au point 4.1 (**Figure 4**). Des analyses de sensibilité ont été menées à la présente évaluation pour évaluer l'effet des différentes valeurs d'entrée de l'indice sur le modèle. Les **Tableaux 8** et **9** récapitulent les scénarios de sensibilité pris en considération lors de l'évaluation, considérant brièvement un seul indice ou de multiples indices des flottilles, établissant ou estimant tous les paramètres. D'autres analyses de sensibilité incluaient des protocoles standards pour l'analyse rétrospective, l'analyse par recoupement et l'évaluation du postulat du paramètre de forme pour le modèle de production excédentaire.

Il est à souligner que les modèles de production de biomasse regroupée partent du principe que les séries d'entrée de CPUE sont proportionnelles à la biomasse avec un certain degré de variation aléatoire et peuvent donner des résultats erronés si ce postulat n'est pas respecté. On a émis le postulat que les indices de la biomasse suivaient une distribution lognormale.

Le Groupe a examiné cinq autres scénarios (**Tableau 10**) :

- 1) un scénario utilisant un seul indice standardisé incluant les données combinées de l'ajustement de l'UE-Espagne, des États-Unis, du Canada, de l'UE-Portugal et du Japon, avec la fonction logistique, à la capture totale dans laquelle  $B_1/K$  a été estimé librement,
- 2) un scénario de continuité configuré comme dans le scénario 1 mais avec  $B_1/K$  établi à 0,85 (comme en 2009),
- 3) une variante du scénario 1 utilisant un modèle de production excédentaire de Fox,
- 4) une variante du scénario 1 utilisant des indices séparés, non pondérés, qui ont été standardisés conjointement et ajustés à la prise respective de chaque pavillon et
- 5) un scénario utilisant sept indices non pondérés (y compris le Maroc et l'indice séparé des États-Unis) standardisés par pavillon et ajustés à la prise respective de chaque pavillon en utilisant un modèle de production excédentaire logistique.

#### 5.1.2 *Modèle de production excédentaire de type bayésien*

Le document SCRS/2013/100 comporte une description exhaustive de la méthodologie BSP appliquée pour l'espadon de l'Atlantique nord et sud.

Pour le scénario de référence du BSP pour l'espadon de l'Atlantique nord, toutes les entrées, tous les postulats et tous les paramètres se basaient sur la meilleure information disponible et la pratique la plus commune avec le BSP dans le cadre de l'application du BSP aux évaluations des stocks de poissons. La liste ci-après résume les paramètres clés pour l'application du cas de base à l'étude de l'espadon de l'Atlantique nord :

- Des approches de tableaux du cycle vital de Monte Carlo et de la matrice de Leslie ont été appliquées pour développer une distribution a priori pour  $r$  pour l'espadon de l'Atlantique nord, à l'aide des données du cycle vital issues de la réunion de préparation des données de 2013 et du site web de l'ICCAT (cf. Appendice A du SCRS/2013/100 pour plus de détails).
- Pour le nord, l'indice de la tendance du stock correspondait à l'indice de la tendance du stock élaboré par le Secrétariat via une standardisation GLM, conformément à la pratique générale depuis 1989 environ.
- La fonction de vraisemblance des données de l'indice d'abondance suivait une distribution lognormale, telle que celle appliquée dans le scénario de BSP de l'évaluation du stock de 2009 de l'espadon de l'Atlantique nord (ICCAT, 2010).
- Une fonction de production excédentaire de Schaefer ( $B_{PME}/K=0,5$ ) (comme dans ICCAT, 2010).
- La moyenne de la distribution a priori  $p_0$  ( $B_{1950}/K$ ) était de 0,875 pour le nord et l'écart type de la distribution a priori  $SD(\log(p_0))=0,25$ , telle que celle appliquée dans le scénario de BSP de l'évaluation du stock de 2009 de l'ICCAT de l'espadon de l'Atlantique nord (2009).
- Pour l'espadon de l'Atlantique nord, l'écart type des déviations de l'erreur de processus ( $\sigma_{process}$ ) a été établi à 0,05, étant donné qu'il n'y avait que très peu de déviations par rapport aux prédictions du modèle, lesquelles étaient bien plus importantes que cette valeur pour la plupart de la série temporelle. À l'exception de la première décennie, on n'observait aucune autocorrélation séquentielle dans les déviations des ajustements du modèle aux données.
- Une distribution a priori uniforme sur  $K$  et une distribution a priori non informative pour  $q$ .
- Autocorrélation du décalage 1 avec un coefficient d'autocorrélation,  $\rho$ , établi à 0,5 à partir de 2012 (cf. Stanley et al. 2009 pour les équations y afférentes).
- Pour le nord, le coefficient de variation (CV) pour l'indice combiné de la tendance du stock a été obtenu par repondération itérative, avec une erreur d'observation établie d'après l'imprécision de l'enquête et les composantes d'erreur de processus déterminées en ajustant le modèle BSP aux données pour trouver les valeurs des paramètres donnant la densité maximum a posteriori (MAP).

Des tests de sensibilité ont été réalisés afin d'évaluer l'effet des postulats du modèle d'évaluation des stocks sur les résultats de l'état des stocks et des projections. Le **Tableau 10** présente un résumé des autres scénarios du modèle effectués pour l'espadon de l'Atlantique nord et une brève description de chaque analyse est exposée ci-après.

*Distribution a priori pour  $r$  et  $K$ .* Afin d'évaluer la sensibilité des résultats du modèle aux distributions a priori pour les paramètres clés  $r$  et  $K$ , des scénarios additionnels ont été réalisés : un avec une distribution a priori uniforme de  $K$  sur l'échelle logarithmique et un autre avec une distribution a priori lognormale de  $K$  avec une moyenne de 200.000 t et une déviation standard de  $K$  sur l'échelle logarithmique de 0,8. Des scénarios ont également été réalisés avec une moyenne de distribution a priori élevée pour  $r$  et une moyenne de distribution a priori basse pour  $r$ . La distribution a priori basse pour  $r$  a été obtenue en appliquant une moyenne de distribution a priori pour  $r$  (0,28) qui représentait les deux tiers de la moyenne de distribution a priori du cas de référence, alors que la distribution a priori élevée de  $r$  a été obtenue en utilisant une moyenne de distribution a priori (0,56) qui était un tiers plus élevée que la moyenne de distribution a priori du cas de référence (0,42). Les CV de la distribution a priori ont été maintenus constants à 0,39. Afin d'évaluer les effets conjoints de l'incertitude dans  $r$  et  $K$ , deux autres scénarios ont été réalisés (cf. **Tableau 11**).

*Incertainitude quant à l'écart type (SD) de l'erreur de processus ( $\sigma_p$ ), déviations de la biomasse du stock annuelle.* Ne disposant que d'une seule série temporelle d'abondance, il n'a pas été possible d'estimer conjointement  $\sigma_p$  et l'écart type de l'erreur d'observation pour les différents indices d'abondance ( $\sigma_o$ ). Nous avons donc évalué la sensibilité des résultats lors de l'application d'une valeur plus faible et plus élevée pour  $\sigma_p$ . Les valeurs appliquées dans cette analyse de sensibilité s'élevaient à 0,005, 0,01, 0,05, 0,075, 0,10 et 0,15.

*Incertainitude quant à la forme de la fonction de production excédentaire.* Il n'est généralement pas possible d'estimer le troisième paramètre dans les fonctions de production excédentaire généralisée, telles que les modèles de Fletcher ou de Pella Tomlinson (Quinn et Deriso 1999). On n'applique donc, en règle générale, que le modèle de production excédentaire de Schaefer pour lequel  $B_{PME}/K$  est établi à 0,5. McAllister *et al.* (2000) a soumis une variante de la fonction de production de Fletcher, à même d'inclure une distribution a priori informative pour  $r$  et d'éviter la pente infinie à l'origine des fonctions de Fletcher et de Pella Tomlinson lorsque  $B_{PME}/K$  se situe aux alentours de  $1/e$  (0,368 environ) et chute même en-dessous. Le logiciel original de BSP et le logiciel actualisé BSP2 incluent cette variante du modèle de Fletcher. Nous avons évalué la sensibilité des résultats à l'établissement de  $B_{PME}/K$  à 0,1, 0,2, 0,3, 0,4 et 0,6.

Pour les analyses de diagnostic, trois jeux de scénarios de modèle différents ont été réalisés. Dans l'un d'entre eux, l'influence de chaque série temporelle de CPUE a été évaluée en omettant une série temporelle à la fois lorsque le modèle était ajusté aux six séries de CPUE par pavillon. Dans un second jeu, l'influence de chaque année récente de données sur les résultats a été évaluée en ajustant le modèle aux données de CPUE avec une année de données de CPUE omise à la fois. Le modèle a été projeté à la dernière année de données (2011) en utilisant les registres des captures pour tester les prédictions du modèle par rapport à celles résultant lorsque le modèle était ajusté à toutes les années de données. Ces jeux d'analyses de diagnostics ont été appliqués aux scénarios de l'indice combiné de CPUE et au jeu d'indices par pavillon.

Pour un troisième jeu d'analyses de diagnostic, des scénarios « post-modèle, pré-données » ont été réalisés en utilisant quelques distributions a priori différentes pour  $K$ , pour évaluer l'effet qu'aurait l'exécution du modèle avec des distributions a priori et des données de capture sur les distributions des sorties du modèle pour des quantités clés présentant un intérêt. Les pdf des distributions a priori et a posteriori marginales de  $r$  et  $K$  sont représentées graphiquement pour montrer la mesure dans laquelle les distributions a priori ont été actualisées en ajustant le modèle aux données.

L'actualisation des paramètres du cas de référence a été permise sur la base des résultats des facteurs bayésiens obtenus après avoir ajusté le modèle aux données dans différentes analyses de sensibilité. Nous avons appliqué des critères conservateurs pour actualiser les paramètres du cas de référence en vue de réduire la possibilité d'apporter des modifications trop fréquentes ou trop nombreuses ou insuffisamment justifiées qui pourraient résulter d'une variation aléatoire dans les données, alors que les paramètres du cas de référence sont en réalité de meilleures approximations que les paramètres alternatifs. Nous ne pourrions envisager de suggérer une révision des paramètres du cas de référence que s'il y existait des preuves solides (par exemple, un facteur bayésien inférieur à 1/50 (voir ci-après)) allant à l'encontre d'un paramètre du cas de référence, par rapport à un autre paramètre plus crédible pour les composantes du modèle dans les résultats de la distribution a posteriori.

### 5.1.3 Stock Synthèse

Sur la base des données présentées à la réunion de préparation des données pour l'espadon, tenue en 2013, le modèle de Stock Synthèse a été configuré à l'aide de dix pêcheries palangrières et « autres ». Ces pêcheries palangrières correspondaient à l'UE-Espagne, les États-Unis, le Canada, le Japon, l'UE-Portugal, le Taïpei chinois et le Maroc (certaines pêcheries ont été divisées). Ces pêcheries représentaient collectivement 92% des débarquements totaux d'espadon du nord, les autres pays et engins représentant les 8% restant. La configuration SS utilise une saison, une zone et deux sexes. Ces décisions de dimension visaient à atteindre l'objectif d'exhaustivité mais de façon parcimonieuse et en tant que première étape afin de ne pas surparamétrer exagérément le modèle.

Des observations directes de l'âge par taille, soumises par le Venezuela, ont été utilisées pour estimer les paramètres de croissance. La mortalité naturelle pour les femelles a été établie à 0,20 par an et elle a été estimée pour les mâles. La maturité a été établie à 50% à l'âge 5 et à 100% par la suite. La fécondité a été établie comme fonction du poids corporel.

Des échantillons de taille par sexe étaient disponibles pour les huit pêcheries de 1978 à 1998 environ. Après 1998, seules des tailles unisexes étaient disponibles aux fins d'utilisation. Le ratio des sexes par taille provenant du programme d'observateurs du Canada et des États-Unis a été utilisé pour les flottilles dont les années étaient dépourvues de tailles spécifiques au sexe. Le poids corporel moyen des poissons du Canada et des États-Unis (poisson observé et retenu) a été utilisé dans l'ajustement (seules ces pêcheries étaient disponibles).

Les rejets provenaient des tableaux de la Tâche I soumis à la réunion de préparation des données. Pour les CPC ayant déclaré d'« importants » rejets morts (États-Unis et Canada), une mortalité après remise à l'eau de 100% a été postulée (afin de correspondre exactement aux rejets). Pour les CPC n'ayant pas déclaré de rejets à l'ICCAT, les rejets n'ont pas été pris en considération.

Une repondération de la variance a été utilisée dans la série temporelle de CPUE, de même que les données de composition par taille, conformément aux estimations produites d'après un scénario du modèle initial.

Le Groupe a cherché à déterminer plusieurs configurations de modèle différentes. Les trois configurations du modèle utilisées pour décrire l'ampleur potentielle de l'état du stock d'espadon du nord en 2011 ont été choisies pour représenter la variation dans les deux principaux postulats de la configuration de base. Il s'agissait de la prise en compte d'une sélectivité de forme en cloche chez certaines flottilles par opposition à une sélectivité asymptote pour toutes les flottilles, l'inclusion et l'exclusion de la covariable environnementale (AWP) dans la capturabilité de certaines flottilles en ce qui concerne la série temporelle de CPUE associée et une valeur fixe ou estimée pour l'inclinaison.

La sélectivité a été déterminée comme étant basée sur la taille avec tous les âges disponibles (0-25). Deux configurations de sélectivité ont été prises en considération: (1) une sélectivité de forme en cloche a été prise en compte pour l'UE-Espagne, les États-Unis et le Maroc et une sélectivité asymptote a été postulée pour le Canada, le Japon, l'UE-Portugal, le Taipei chinois et « autres »; (2) contrainte à être asymptote pour toutes les flottilles. La CPUE espagnole spécifique de l'âge a été modélisée en tant que fonction, avec l'âge et toutes les tailles disponibles dans leur totalité. Le paramètre de sélectivité maximum de plusieurs pêcheries variait dans le temps avant et après 1990, lorsque la réglementation de taille minimale de 125 cm a été adoptée, et il était apparemment dicté par les valeurs résiduelles de l'ajustement en ce qui concerne les réglementations de taille minimale. Les ajustements aux compositions par taille qui pourraient, de toute évidence, bénéficier de ce blocage étaient l'UE-Espagne, les États-Unis et le Canada.

La capturabilité annuelle pour les flottilles des États-Unis, du Canada et du Japon ainsi que pour les CPUE spécifiques de l'âge de l'UE-Espagne ont été modélisées à l'aide de deux configurations: (1) contrainte à être constante chaque année, (2) conçue pour dévier selon la taille annuelle de l'AWP. Cette décision se basait sur les conclusions tirées des travaux présentés à la présente réunion (SCRS/2013/161).

Un rapport de recrutement de stock de Beverton-Holt a été (1) postulé avec un recrutement maximum et une inclinaison estimée avec une distribution a priori de 0,83 et un écart type de 0,11, en postulant une totale distribution bêta, ou (2) établi à la valeur de 0,83. Lorsque l'inclinaison était estimée, elle tendait à heurter la limite supérieure ; elle a donc été établie à 0,83 afin de rester cohérente avec la valeur utilisée pour développer la distribution a priori d'autres modèles à l'étude.

## 5.2 Sud

### 5.2.1 Modèle de production ASPIC

Le Groupe a utilisé une version actualisée du modèle de production excédentaire en conditions de non-équilibre ASPIC (version 5.34.6 du programme Tool Box du NMFS, à noter que pour les projections ASPICP.EXE, la version 4.13 a été utilisée), adoptée par le SCRS pour plusieurs espèces, dont l'espadon. Les données de 1956 à 2011 ont été utilisées comme valeurs d'entrée du modèle. Les flottilles incluses séparément dans l'analyse initiale étaient le Brésil, le Taipei chinois (3 indices distincts), le Japon (2 indices), l'UE-Espagne et l'Uruguay (2 indices), (Point 4.2). L'indice d'abondance pour la flottille brésilienne a été converti à partir du nombre de poissons en poids, en utilisant le poids moyen des fichiers de prise par taille (Tâche II). Les débarquements des flottilles pour lesquelles les indices d'abondance n'étaient pas estimés ont été rajoutés aux débarquements de la flottille palangrière japonaise. Les scénarios du modèle suivaient les mêmes configurations que celles utilisées dans l'évaluation de 2006 (Anon. 2007b), le paramètre B1/K était établi à la valeur de 0,875 et les valeurs finales de PME et de K ont été estimées par le modèle. Le modèle a été ajusté en appliquant la fonction objective de la somme des carrés.

Le Groupe a également décidé d'utiliser deux indices combinés en tant que valeur d'entrée pour le modèle ASPIC, comme cela est décrit au point 4. Le cas de base incluait les flottilles susmentionnées et leurs indices d'abondance associés décrits au point 4.2. Les résultats n'étaient pas sensibles à cette méthode.

- 1) Scénario de sensibilité comportant 8 indices d'abondance individuels, pondérés de façon égale, y compris l'indice du Taipei chinois.
- 2) Scénario comportant 5 indices d'abondance individuels sans l'indice du Taipei chinois.
- 3) Indice combiné de la biomasse (estimé avec le Taipei chinois) pondéré par zone pêchée.
- 4) Indice combiné de la biomasse (estimé sans le Taipei chinois) pondéré par zone pêchée.
- 5) Comme dans le scénario 1, mais B1/K non établi et
- 6) Comme dans le scénario 2, mais B<sub>1</sub>/K non établi. Pour les scénarios dans lesquels un indice avait été omis, la prise a été attribuée au Japon.

La raison pour laquelle différents scénarios d'indices, avec et sans le Taipei chinois, ont été choisis, se basait sur la décision prise à la réunion de préparation des données de considérer cet indice comme scénario de sensibilité. La même raison a été appliquée à l'élaboration d'un indice combiné avec et sans l'indice du Taipei chinois. La décision de pondérer des indices distincts de façon égale se basait sur un postulat *a priori* mais *ad hoc* selon lequel chaque indice pourrait refléter de la même façon les tendances de l'abondance des stocks. La décision d'établir B1/K se basait sur une décision analogue prise pour l'Atlantique nord lorsque B1/K n'avait pas pu être estimé. B1/K a été estimé pour les scénarios 5 et 6 et des profils de vraisemblance ont été produits pour B1/K. En outre, la sensibilité des résultats du modèle aux valeurs de B1/K a été explorée.

### 5.2.2 Modèle de production excédentaire de type bayésien

Les paramètres du scénario de référence pour l'espadon de l'Atlantique sud sont énumérés ci-après :

- Une distribution a priori distincte pour  $r$  pour l'espadon de l'Atlantique sud, différente de celle de l'espadon de l'Atlantique nord, a été calculée d'après les paramètres du cycle vital obtenus dans le rapport de la réunion de préparation des données pour l'espadon de l'Atlantique, en adoptant la même approche que pour le nord (cf. SCRS/2013/100).
- Étant donné que les indices d'abondance ne renfermaient que peu d'informations en ce qui concerne la capacité de charge pour l'espadon de l'Atlantique sud, la distribution a priori pour  $K$  pour l'espadon de l'Atlantique sud a été formulée en utilisant la distribution a posteriori pour  $K$ , issue du scénario de référence pour l'espadon de l'Atlantique nord. Une hypothèse nulle a été formulée dans laquelle la capacité de charge par unité de surface de la mer dans l'aire de répartition de l'espadon de l'Atlantique sud a été postulée comme étant la même que celle de l'espadon de l'Atlantique nord. La zone d'habitat en termes de nombre de carrés de  $5 \times 5^\circ$  pour l'espadon de l'Atlantique nord et sud a été quantifiée après avoir consulté les biologistes spécialistes de l'espadon participant à la réunion d'évaluation des stocks. Le nombre de carrés de  $5 \times 5^\circ$  s'est avéré être 130 dans l'Atlantique nord et 130 dans l'Atlantique sud. La distribution a priori pour  $K$  pour l'espadon de l'Atlantique sud a donc été obtenue en utilisant la distribution a posteriori pour  $K$  obtenue dans le scénario de référence pour l'espadon de l'Atlantique nord.
- Pour le sud, le jeu d'indices du scénario de référence incluait les indices de l'UE-Espagne, du Japon (début de la période), de Japon (fin de la période), de l'Uruguay (début de la période) et de l'Uruguay (fin de la période). En raison de l'incapacité à ajuster le modèle aux séries de CPUE comprenant l'indice du Brésil, cet indice n'a pas été inclus dans l'ajustement du modèle BSP.
- La valeur moyenne de la distribution a priori pour  $B_{1950}/K$  pour le nord s'élevait à 1, l'écart type de la distribution a priori  $(\log(B_{1950}/K_0))=0,25$  comme dans ICCAT (2009).
- La valeur moyenne de la distribution a priori pour l'Atlantique sud a été établie à 1, étant donné que les registres de captures dans les années 1950 ne s'élevaient qu'à quelques tonnes et étaient d'une bien moindre ampleur que les valeurs de biomasse des captures annuelles dans l'Atlantique nord en ce début de période.
- Pour le nord, l'écart type dans l'erreur de processus  $SD_{process\ error}$  a été établi à 0,1, étant donné que les données sur les indices d'abondance ne renfermaient que peu d'informations quant aux tendances du stock et que les incertitudes liées à la dynamique annuelle de l'espadon de l'Atlantique sud étaient plus nombreuses que pour l'espadon de l'Atlantique nord.
- Pour tous les autres aspects, les paramètres du scénario de référence pour l'espadon de l'Atlantique sud étaient identiques aux paramètres du cas de base pour l'espadon de l'Atlantique nord.

Des tests de sensibilité ont été réalisés afin d'évaluer l'effet des postulats du modèle d'évaluation des stocks sur les résultats de l'état des stocks et des projections. Le **Tableau 12** présente un résumé des autres scénarios du modèle effectués pour l'espadon de l'Atlantique sud et une brève description de chaque analyse est exposée ci-après.

Distribution a priori pour  $r$  et  $K$  – Afin d'évaluer la sensibilité des résultats du modèle aux distributions a priori pour les paramètres clefs  $r$  et  $K$ , des scénarios additionnels ont été réalisés : une distribution a priori uniforme de  $K$  sur l'échelle logarithmique a tout d'abord été appliquée pour évaluer le volume d'informations contenues dans les données de CPUE pour la capacité de charge. Pour évaluer la sensibilité des résultats à la distribution a priori informative pour  $K$  appliquée pour l'espadon de l'Atlantique sud, la moyenne de la distribution a priori du cas de référence pour  $K$  a été ajustée à une valeur inférieure de 50% et à une valeur supérieure de 150%. Les scénarios ont également été réalisés avec une moyenne de distribution a priori élevée pour  $r$  et avec une moyenne de distribution a priori basse pour  $r$ . La distribution a priori basse pour  $r$  a été obtenue en appliquant une moyenne de distribution a priori pour  $r$  (0,28) qui représentait les deux tiers de la moyenne de distribution a priori du cas de référence, alors que la distribution a priori élevée de  $r$  a été obtenue en utilisant une moyenne de distribution a priori (0,56) qui était un tiers plus élevé que la moyenne de distribution a priori du cas de référence (0,42). Les CV de la distribution a priori ont été maintenus constants à 0,39 (cf. **Tableau 12**).



Pour les analyses de diagnostic, trois jeux de scénarios de modèle différents ont été réalisés. Dans l'un d'entre eux, l'influence de chaque série temporelle de CPUE a été évaluée en omettant une série temporelle à la fois lorsque le modèle était ajusté aux six séries de CPUE. Dans un second jeu, l'influence de chaque année récente de données sur les résultats a été évaluée en ajustant le modèle aux données de CPUE avec une année de données de CPUE omise à la fois. Le modèle a été projeté à la dernière année de données (2011) en utilisant les registres des captures pour tester les prédictions du modèle par rapport à celles résultantes lorsque le modèle était ajusté à toutes les années de données. Ces jeux de scénarios de diagnostics ont été réalisés pour les scénarios dont le jeu d'indices excluait l'indice brésilien et la série de CPUE du Taipei chinois. Un jeu de scénarios a été effectué pour le scénario qui incluait une distribution uniforme sur  $K$  pour évaluer la sensibilité des résultats à l'omission d'un point de données à la fois, sans contrainte pour le paramètre  $K$ . Le second jeu d'analyses rétrospectives a été réalisé en utilisant la distribution a priori informative pour  $K$  qui avait été formulée à l'aide de la distribution a priori développée à partir de  $K$  par zone d'unité pour l'espadon de l'Atlantique nord (cas de référence). Ceci avait pour but d'évaluer si l'utilisation d'une distribution a priori informative donnait lieu à des schémas rétrospectifs.

Dans un troisième jeu de scénarios de diagnostic, des scénarios « pré-données » et des analyses « post-modèle » ont été réalisés en utilisant différentes distributions a priori pour  $K$ , pour évaluer l'effet sur les distributions des résultats du modèle de certaines quantités clés présentant un intérêt. Les résultats ont été représentés graphiquement.

Les **Tableaux 13** et **14** présentent une évaluation des méthodes appliquées pour les évaluations de l'espadon de l'Atlantique nord et sud.

## 6. Résultats de l'état des stocks

L'état des stocks se base sur les données et les indices d'abondance allant jusqu'à 2011 (y compris) et l'état des stocks est référencé à l'année 2011.

### 6.1 État du stock– Nord

Trois plateformes d'évaluation des stocks ont été utilisées pour obtenir l'état du stock pour l'espadon de l'Atlantique nord : ASPIC, BSP2 et SS3.

#### 6.1.1 Modèles de production

##### 6.1.1.1 Diagnostics ASPIC

Le Groupe a examiné cinq scénarios alternatifs (**Tableau 8**). Le scénario 1 et le scénario 2 semblaient présenter des similitudes en termes d'estimations des paramètres et des tendances pour  $B$ ,  $F$ ,  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$ . Les trajectoires de stock de ces scénarios étaient cohérentes avec l'évaluation de 2009. Les trajectoires de stock du scénario 4 (biomasse et mortalité par pêche relative) étaient similaires à celles des scénarios 1 et 2 (indice combiné par opposition à indice séparé), mais les points finaux étaient plus optimistes. Les scénarios 1 et 3 (modèle logistique par opposition à modèle de Fox) obtenaient des estimations de la mortalité par pêche relative similaires en 2011 mais des estimations divergentes pour la biomasse relative.

En règle générale, les valeurs résiduelles présentaient des tendances ou schémas (auto-corrélation) qui introduiraient des biais dans les estimations par bootstrap ; en outre, les intervalles de confiance du bootstrap seraient excessivement étroits. Par ailleurs, une analyse rétrospective indiquait qu'il n'existait pas de schéma strict dans l'ajustement de la série à la capture avec les dernières années, de 2006 à 2011 (**Tableau 15, Figure 9**). Lorsque les données de capture et de CPUE ont été successivement omises des dernières années (2011 – 2006), le modèle prévoyait une plus grande capacité de charge (valeurs  $K$  plus élevées) et une moindre productivité du stock (valeurs  $r$  plus faibles) et donc une PME inférieure (**Figure 9**). Les résultats rétrospectifs indiquaient que la biomasse se situait au-dessus de  $B_{PME}$  depuis 2008 et que la mortalité par pêche se situait en-deçà de  $F_{PME}$  pendant les cinq dernières années. Cependant, les intervalles de confiance se chevauchaient considérablement au cours de la période à l'étude. Par rapport au scénario rétrospectif mené lors de l'évaluation de 2009, les tendances de  $r$  et  $K$  étaient notamment opposées mais en 2009 une grande gamme de variations était observée par rapport aux résultats rétrospectifs de 2013.

Une analyse par eustachage (*jack-knife*) a été réalisée en octroyant séquentiellement une pondération de zéro à chaque indice du scénario 6. Les indices les plus influents étaient le Canada puis l'UE-Espagne (**Figure 10**). L'omission du Canada ne permettait pas au modèle de converger. En revanche, l'omission de l'UE-Espagne uniquement avait un impact sur la capacité du modèle à fournir des estimations réalistes de la biomasse. L'omission des autres indices donnait lieu à des tendances ayant un aspect similaire en termes de biomasse.

La **Figure 11** compare le modèle d'évaluation de 2009, projeté avec les captures déclarées jusqu'à 2011 (y compris), au scénario 2 réalisé en 2013. Les lignes représentent la médiane et les 5<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles. Ce diagramme a été conçu comme un test de contrôle de la qualité. Gelman et Hill (2007) observaient que lorsqu'on apprend une méthode, il est opportun de prévoir les résultats déjà obtenus afin que les prévisions puissent être comparées à la réalité. Malheureusement, dans les évaluations des stocks nous ne savons pas réellement ce qu'est la réalité, étant donné que différents postulats du modèle peuvent produire des perceptions du stock distinctes. Par conséquent, le diagramme montre la cohérence de l'avis. On peut observer que les projections et l'évaluation de 2009 s'inscrivent dans les limites de l'évaluation de 2013, c'est-à-dire que l'évaluation actualisée est conforme à l'avis formulé en 2009.

Le Groupe a conclu que les diagnostics inclinaient à penser que le scénario 2 devrait être choisi comme le scénario de référence et le scénario 5 comme scénario de sensibilité. Le scénario 2 donnait la meilleure cohérence en matière d'avis par rapport à l'évaluation de 2009 et illustre peut-être aussi le fait qu'un indice combiné représente un bon recours lorsque des inquiétudes sont exprimées quant aux diagnostics des modèles développés à partir d'indices séparés. L'ajustement des indices individuels aux données présentait une tendance dans les valeurs résiduelles mais les intervalles de confiance étaient plus petits que dans le scénario 2 (**Figures 12 et 13, Tableau 16**). Le Groupe a considéré que pour rendre le scénario 5 plus comparable au scénario 2,  $B_1/K$  devrait être établi à 0,85, ce qui est devenu le scénario 6. Les profils de vraisemblance basés sur la somme des carrés des valeurs résiduelles pour  $K$ ,  $r$  et PME par cloisonnement des données (indice) engendraient des résultats contradictoires pour le scénario 6 et étaient mieux déterminés pour le scénario 2.

Un scénario initial avec le modèle SPM logistique (scénario 1) estimait tous les paramètres ( $B_1/K$ ,  $K$ , PME ainsi que le coefficient de capturabilité) et convergait de façon satisfaisante. Toutefois, après examen de l'incertitude et des résultats par bootstrap, il était patent que le paramètre de biomasse initiale ( $B_1/K$ ) était médiocrement estimé et qu'il avait de grandes limites de confiance (**Figure 14**). Cela indiquait que les données qui informaient le modèle de l'état du stock au début de la série (1950) étaient insuffisantes, ce qui était dû, en partie, à l'absence d'information des indices pour les années initiales (1963 première année pour l'indice). La moyenne des estimations des tendances de  $B_1/K$  de 0,54 indiquait que le stock était relativement très exploité en 1950, résultat dû au manque d'information et à l'artefact du modèle. Cette faible biomasse initiale étant contradictoire avec l'historique des pêcheries d'espadon dans l'Atlantique nord, le Groupe a décidé de maintenir le postulat établissant  $B_1/K$  à la valeur de 0,87 comme dans les évaluations précédentes. Il est à noter que ce postulat n'avait pas d'impact sur les résultats du modèle en ce qui concerne l'état du stock à l'heure actuelle ou sur les estimations des paramètres de population, à l'exception de  $B_1$ . Le **Tableau 17** compare les paramètres estimés par les deux modèles. La **Figure 15** illustre les tendances annuelles de la biomasse relative des deux formulations du modèle. Il convient de noter les limites de confiance plus larges dans les années initiales lorsque le paramètre  $B_1/K$  est librement estimé.

Un scénario de diagnostic de type « validation par recoupement » a été effectué en utilisant les points terminaux des scénarios rétrospectifs et en réalisant une projection à partir de ces points jusqu'en 2011 à l'aide de la prise connue (Tâche D) pour chaque année omise. Les résultats escomptés sont que les tendances projetées devraient se situer dans les limites des estimations de la biomasse ou de la mortalité par pêche prévues pour le cas de base. La **Figure 16** présente les résultats des scénarios de validation par recoupement en termes de biomasse absolue et de mortalité par pêche globale. La biomasse prévue d'après les scénarios par recoupement se situait au-dessus de la médiane du cas de base, mais dans les limites de l'intervalle de confiance prévu de 80%. Cela était similaire pour la mortalité par pêche mais les prévisions se situaient en-deçà de la tendance du modèle de base. Le Groupe a conclu qu'aucun schéma rétrospectif ne justifiait le rejet du modèle de base et que la vérification par recoupement confirmait la robustesse de ce modèle.

Un scénario de sensibilité supplémentaire a été réalisé en évaluant la forme du modèle de production excédentaire (scénario 3). Le modèle de base qui postule une fonction logistique a été comparé au modèle de production excédentaire de Fox (**Tableau 18**). Les résultats indiquaient que le modèle de production excédentaire de Fox ajustait les captures légèrement mieux avec les données de l'indice (réduction de moins de 0,9% dans la fonction objective), mais ceci n'était pas significatif d'un point de vue statistique. Le paramètre le plus incertain était  $B_1/K$  en raison de l'absence de données sur les indices d'abondance pour les premières années de la série temporelle. Même si les estimations des paramètres étaient similaires entre les deux paramétrisations de la forme du modèle de production, les tendances annuelles de la biomasse et de la mortalité par pêche relative

présentaient de plus grandes différences (**Figure 17**). Le modèle de Fox estimait des ratios de  $B/B_{PME}$  plus élevés depuis 1960, bien que suivant un schéma similaire et une tendance équivalente de  $F/F_{PME}$  après 1960. Le Groupe a conclu que les preuves suffisantes n'étaient pas réunies pour modifier le postulat de base d'un modèle de production excédentaire logistique.

Le Groupe a également examiné les scénarios du modèle de production excédentaire avec des données d'entrée provenant de plusieurs indices d'abondance. Pour les scénarios 5 et 6, le modèle utilisait les indices standardisés de l'abondance fournis par les CPC et débattus au cours de la réunion de préparation des données (SCRS/2013/015). En résumé, 7 indices de la biomasse ont été inclus dans les scénarios 5 et 6 : Japon, UE-Espagne, UE-Portugal, Maroc, Canada et États-Unis. L'indice des États-Unis a été ventilé en deux séries temporelles, faisant suite à un changement des réglementations de gestion qui affectait les taux de capture. Chaque indice était associé à ses prises respectives (Tâche I) et les prises des autres flottilles ont été rajoutées aux données de capture de la série 1 de la flottille des États-Unis. La seule différence entre le scénario 5 et le scénario 6 était que le paramètre  $B_1/K$  avait été établi pour le scénario 6. Des indices de biomasse alternatifs ont également été élaborés d'après l'interaction année\*flottille de l'indice combiné de la biomasse (cf. SCRS/2013/139 pour plus de détails). Pour ce scénario du modèle (scénario 4), seuls 5 indices étaient disponibles : Japon, UE-Espagne, UE-Portugal, Canada et États-Unis. Tous les scénarios 4 à 6 convergeaient mais les diagnostics, notamment ceux des tendances des indices, affichaient des tendances des valeurs résiduelles indiquant un médiocre ajustement et une corrélation négative parmi certains indices (**Figure 18**). Il a toutefois été noté que les tendances générales de la biomasse et de la mortalité par pêche étaient similaires et donnaient dans l'ensemble des tendances générales (**Figure 19**). Le Groupe est parvenu à la conclusion que sur la base des diagnostics et du fonctionnement des scénarios du modèle, les scénarios 4, 5, ou 6 ne devraient pas être considérés comme le cas de base du modèle.

#### 6.1.1.2 Résultats d'ASPIC

Les résultats du cas de base du modèle ASPIC de l'Atlantique nord, version du modèle la plus crédible selon le Groupe, sont présentés aux **Tableaux 16 et 19** et aux **Figures 12 et 13**. La tendance de la biomasse relative estimée affiche une augmentation régulière depuis 1997. Le **Tableau 16** présente la biomasse déterministe et la mortalité par pêche ainsi que les valeurs de la mortalité par pêche et de la biomasse relatives, estimées d'après le modèle de base ASPIC pour le stock d'espadon de l'Atlantique nord de 1950 à 2012. Les valeurs de la biomasse représentent des estimations au début de l'année. Le résultat déterministe avec correction de biais indique que le stock se situe au niveau de  $B_{PME}$ , ou au-delà (**Figure 13**). La tendance relative de la mortalité par pêche montre que le niveau de pêche atteint son maximum en 1995, suivi d'une diminution jusqu'en 2001 et d'une légère augmentation au cours de la période 2002-05 puis d'une tendance à la baisse depuis lors (**Figure 13**). La mortalité par pêche se situe en-dessous de  $F_{PME}$  depuis 2000. L'estimation de l'état du stock en 2011 est relativement similaire à l'état estimé lors de l'évaluation de 2009 et donne à penser qu'il y a plus de 90% de probabilités que le stock se situe au niveau de  $B_{PME}$ , ou au-delà. Toutefois, il est important de noter que pour la première fois depuis 2002 les prises déclarées en 2012 (14.038 t) dépassaient le TAC établi à 13.700 t. En règle générale, le stock a été estimé comme étant légèrement moins productif que dans les deux évaluations précédentes, avec un taux intrinsèque de croissance,  $r$ , estimé à 0,42 par rapport à 0,44 en 2009 et à 0,49 en 2006. Ces différences de  $r$  résultent probablement des actualisations des données et des indices, étant donné qu'une analyse rétrospective fournit des estimations de  $r$  qui indiquent que la productivité est en augmentation depuis 2006 (**Tableau 15**). La trajectoire de la biomasse absolue affichait une amélioration constante par rapport à la valeur estimée en 1997 et les valeurs de biomasse pour les années les plus récentes sont proches du niveau estimé au milieu des années 80 (**Figure 20**). La forte valeur affichée en 1963 ne s'ajuste pas aussi bien que dans les évaluations précédentes. Les tendances de la mortalité par pêche et de la biomasse sont conformes à celles élaborées par le modèle BSP2, BSP2 estimant une plus grande biomasse du stock et une plus faible mortalité par pêche dans toute la série temporelle.

Les **Figures 12 et 13** présentent l'ajustement de l'indice d'abondance, des tendances de la biomasse ( $B/B_{PME}$ ) et de la mortalité par pêche relatives ( $F/F_{PME}$ ). La **Figure 21** inclut les histogrammes et les nuages de points des estimations par bootstrap de la biomasse et des ratios de  $F$  pour 2011, issus du cas de base du modèle ASPIC (scénario 2). La **Figure 22** représente le diagramme de Kobe de l'état du stock prévu au début de 2012. La dispersion des ajustements logistiques suggère que la biomasse actuelle se situe au-dessus de  $B_{PME}$  et en-deçà de  $F_{PME}$ . Dans l'ensemble, 97% des scénarios par bootstrap indiquaient  $F < F_{PME}$  et  $B > B_{PME}$ . La **Figure 23** présente les contours des scénarios par bootstrap et les distributions marginales des indicateurs relatifs. Bien que les incertitudes entourant  $B_{PME}$  soient considérables, on estime que le stock poursuit le rétablissement prévu à la dernière évaluation de 2009. Par rapport au cas de base du modèle ASPIC de 2009, la trajectoire de la biomasse et les ratios de  $F$  sont similaires jusqu'à la fin des années 1990, le modèle actuel prévoyait des taux de mortalité par pêche légèrement inférieurs par la suite ainsi qu'une biomasse relative supérieure mais certainement dans les limites de confiance de 80% estimés (**Figure 24**).

### 6.1.2.1 Diagnostics BSP2

Deux modèles BSP2 ont été considérés par le Groupe comme cas de référence : 1) [scénario R] scénario utilisant un seul indice standardisé incluant les données combinées de UE-Espagne, États-Unis, Canada, UE-Portugal et Japon et 2) [scénario C] scénario utilisant 7 indices pondérés de façon égale (y compris l'indice séparé des États-Unis; CV=0,5) standardisés par pavillon et ajustés à la prise totale par pavillon. Ces scénarios sont les plus comparables aux scénarios 2 et 6 d'ASPIC, respectivement.

Pour tous les scénarios de BSP2, l'échantillonnage d'importance produisait des résultats numériquement stables ainsi que des approximations précises des distributions à postériori marginales pour les paramètres. L'échantillonnage d'importance était toutefois moins efficace pour les scénarios ayant les valeurs les plus élevées pour l'écart type de l'erreur de processus (par exemple, lorsque l'écart type (sd) de l'erreur de processus était établi à 0,15). Pour tous les scénarios, à l'exception de ceux pour lesquels l'écart type de l'erreur de processus était établi à 0,15, la pondération maximale de tout tirage de la fonction d'importance chutait rapidement à moins de 0,5% dans les dix minutes suivant l'échantillonnage d'importance (un million de tirages). Pour les scénarios dans lesquels l'écart type de l'erreur de processus était établi à 0,15, la pondération maximale chutait en-dessous de 1%, après quelques heures suivant l'échantillonnage d'importance (36 millions de tirages). S'agissant du scénario de référence, la pondération maximale prise par un seul tirage se situait aux alentours de 0,012%. La **Figure 25** indique que la pondération maximale prise par tout tirage de la fonction d'importance diminuait progressivement jusqu'à un faible nombre. Dans tous les scénarios, le CV des pondérations (CV<sub>w</sub>) était moins de la moitié de la valeur du CV dans la distribution a priori de vraisemblance (CV<sub>lp</sub>) (par exemple, pour le cas de référence CV<sub>w</sub> = 13,3, et CV<sub>lp</sub> = 482), et les pondérations maximales ne se situaient pas constamment dans les extrêmes des fonctions de densité de la distribution a posteriori marginale pour les paramètres clés. L'échantillonnage d'importance était donc très efficace en termes de calcul.

Les valeurs résiduelles standardisées par année ont été représentées graphiquement pour l'indice d'abondance combiné (R.N) pour évaluer l'ampleur de l'autocorrélation séquentielle dans les valeurs résiduelles (**Figure 26a**). On notait une certaine autocorrélation séquentielle au décalage 1 au cours des dix premières années et une apparente diminution de l'ampleur des déviations dans le temps. Par la suite, le schéma des valeurs résiduelles n'affichait que très peu d'autocorrélation. Lorsque les CPUE observées ont été représentées graphiquement par rapport à la CPUE prévue, une corrélation positive bien définie se dessinait, même s'il y avait une grande déviation positive pour la CPUE de 1963 (**Figure 26b**). Le graphique de la biomasse du stock, par rapport à l'indice combiné de CPUE, présente un ajustement assez satisfaisant du modèle aux données, la biomasse du stock prévue suivant de près les CPUE observées (**Figure 27a**). Le graphique des estimations des déviations annuelles de l'erreur de processus dans le temps présente une petite augmentation des déviations positives puis une série de déviations négatives avant 1970 sans afficher de schéma perceptible par la suite (**Figure 27b**). Cela donne à penser qu'il n'y a pas d'indication de non-stationnarité significative dans la forme de la fonction de production excédentaire dans la série temporelle.

Dans une analyse rétrospective de diagnostic validée par recouplement pour le scénario de référence de BSP pour le nord, R.N, la biomasse a été projetée de 2011 à 2020, avec des ponctions constantes de 10.000 t par la suite, et de 2001 à 2011 en utilisant les données de capture jusqu'en 2011, en ajustant le modèle aux données de CPUE avec une année omise à la fois (**Figure 28a**). En d'autres termes, le modèle a, par exemple, été ajusté aux données jusqu'en 2009 puis projeté jusqu'en 2020 à l'aide des séries de capture mentionnées ci-dessus. Le modèle a alors été ajusté aux données jusqu'en 2008, puis projeté de nouveau jusqu'en 2020 à l'aide, une nouvelle fois, des séries de capture mentionnées et ainsi de suite jusqu'à ce que le modèle ne soit plus ajusté qu'aux données jusqu'en 2001 puis projeté de nouveau jusqu'en 2020. Les trajectoires du taux de mortalité par pêche et de la biomasse jusqu'en 2020 résultant de ce jeu de scénarios rétrospectifs étaient très similaires et toutes les trajectoires de la biomasse du stock prévues passaient, de la même façon, à travers des données qui n'avaient pas été utilisées pour estimer les paramètres du modèle (**Figure 28b**). Il n'existait pas de schéma rétrospectif apparent pour  $r$ ,  $K$ ,  $F_{PME}$ ,  $PME$ ,  $F/F_{PME}$  et  $B/B_{PME}$  mais les intervalles de confiance s'élargissaient au fur et à mesure de l'omission des années, en raison de la présence d'une erreur de processus croissante (**Tableau 20a, Figure 29**).

Les valeurs résiduelles du scénario C.1 de BSP2 présentaient des tendances pour les indices individuels (**Figure 30**). L'ampleur des valeurs résiduelles standardisées dégageait une tendance positive pour le Canada alors que les États-Unis1/États-Unis2 et l'UE-Portugal affichaient une tendance légèrement négative. L'indice japonais comportait des valeurs résiduelles élevées à la fin et la tendance de l'UE-Espagne était négative au cours des 10 dernières années. Par conséquent, les indices étaient contradictoires les uns avec les autres, rendant les résultats sensibles au mode de pondération des différents indices dans le processus d'ajustement.

L'ajustement du modèle BSP aux données de CPUE par pavillon indique que les tendances des séries individuelles de CPUE étaient contradictoires avec la biomasse du stock projetée, par exemple UE-Espagne, Japon et Canada (**Figure 31a**). Les déviations de l'erreur de processus affichaient un léger fléchissement dans les années 1980, suivi d'une légère augmentation progressive depuis le milieu des années 90 jusqu'en 2011 (**Figure 31b**). Un léger schéma rétrospectif a été détecté dans les reconstructions du taux de biomasse du stock et de mortalité par pêche (**Figure 32a, b**). Les schémas rétrospectifs étaient également apparents pour  $r$  (0,41 à 0,45) et la  $F_{PME}$  de 2001 à 2011 (**Tableau 20b**). La PME et  $K$  étaient stables alors que  $F/F_{PME}$  et  $B/B_{PME}$  affichaient un léger redressement (**Figure 33**).

Dans une autre analyse de diagnostic (méthode de Jackknife), dans laquelle le modèle était ajusté à la CPUE par pavillon transmise par les scientifiques nationaux (scénario C.1), les données étaient omises, une série temporelle omise à la fois, avec remplacement. Les distributions a posteriori suggéraient des niveaux plus élevés de mortalité par pêche lorsque UE-Portugal était inclus et de plus faibles niveaux de  $F$  lorsque le Canada était inclus (**Figure 34**). Ceci reflétait les tendances opposées observées dans les données des tendances de ces jeux de données. Compte tenu des diagnostics des valeurs résiduelles et de la sensibilité des résultats aux différentes séries du scénario C.1, le scénario R.N fonctionnait mieux que le scénario C.1 et comportait moins de schéma rétrospectif.

Un scénario de diagnostic final, réalisé avec le modèle BSP, consistait à exécuter le modèle uniquement avec les captures et les distributions a priori sans ajuster le modèle aux données de CPUE aux fins de l'estimation des paramètres. Ce scénario est dénommé « post-modèle pré-données ». Ceci montre le volume de données relatif inclus dans les distributions a priori ainsi que les données de capture dans l'estimation des paramètres et l'estimation des quantités présentant un intérêt, telles que la production de remplacement, ces dernières années. Pour le scénario R.N de BSP, il n'y avait pas d'information dans les données de capture permettant d'actualiser les distributions a priori, à l'exception de certaines valeurs légèrement plus élevées que celles qui avaient été estimées peu crédibles dans la distribution a priori pour  $K$  (**Figure 35**) et qui s'avéraient donc peu crédibles. Il semblait y avoir un très faible volume d'information concernant la production de remplacement,  $B_{2011}/B_{PME}$  et  $F_{2011}/F_{PME}$  lorsque le modèle était exécuté avec les données de capture mais les distributions « post-modèle pré-données » étaient considérablement actualisées lorsque le modèle était ajusté aux données de CPUE (**Figure 35**).

Lors de l'examen final des scénarios, le Groupe a estimé qu'en l'absence de tendance dans les déviations de l'erreur de processus pour l'indice combiné utilisé dans l'avis Bayésien, aucune preuve évidente ne dévoilait la présence d'une dynamique nonstationnaire basée sur le modèle. Pourtant, pour le modèle estimé pour les indices séparés, il y avait des éléments de preuve d'une tendance dans l'erreur de processus les dernières années, laquelle pourrait être due à l'expansion de l'AWP, engendrant des CPUE plus élevées pour certaines flottilles les plus septentrionales. L'analyse combinée par GLM modélisait les interactions année\*zone en tant qu'effets aléatoires, réduisant l'effet potentiel des différentes tendances de CPUE dans les différentes zones. En revanche, le traitement des indices de façon séparée inclut ces effets environnementaux potentiels dans le modèle de production, menant probablement à des estimations de l'erreur de processus dans les ajustements du modèle BSP.

Le Groupe est parvenu à un consensus selon lequel que le scénario R.N constituait une vision acceptable de l'état du stock mais qu'il était probable que les diagnostics de GLM, issus de la standardisation des indices, renferment davantage d'informations, ce qu'il conviendrait de prendre en considération pour choisir, à l'avenir, entre différents scénarios utilisant des indices combinés ou séparés.

#### 6.1.2.2 Résultats de BSP2

Le **Tableau 21** présente les résultats de l'état du stock estimés d'après l'application du modèle BSP2 (scénario 1). Les résultats a posteriori du scénario de référence de BSP pour l'espadon de l'Atlantique nord suggèrent que le stock est très proche du niveau de  $B_{PME}$  et que la mortalité par pêche est très proche de  $F_{PME}$  (**Tableau 21**).

Plusieurs analyses de sensibilité ont été réalisées et les résultats sont récapitulés au **Tableau 22** et à la **Figure 36**. En changeant la valeur de  $B_{PME}/K$  de 0,1 à 0,6, il a été déduit que cet aspect de la fonction de production était une importante source d'incertitude. Les facteurs bayésiens indiquaient que  $B_{PME}/K = 0,3$  était 7,9 fois plus probable que 0,5 (**Tableau 22, Figure 37**), mais seules les valeurs supérieures à 10 suggèreraient une différence définitive. Les analyses de sensibilité incluant des distributions a priori contradictoires pour  $K$  et  $r$  ( $r = 0,38$ ;  $r$  élevé = 0,58 et faible  $K$ ) n'avaient que peu d'impact sur les points de référence en raison de la compensation survenant dans le modèle (**Tableau 21**).

Par rapport aux estimations du cas de base d'ASPIC, la productivité du stock est moindre,  $K$  est plus élevée, les mesures relatives de l'état du stock sont moins optimistes, même si le stock est estimé être légèrement supérieur à  $B_{PME}$ , et la mortalité par pêche actuelle est estimée être inférieure à  $F_{PME}$  (**Figure 38**). Les incertitudes entourant  $B_{PME}$  sont considérables. La **Figure 39** illustre les trajectoires de la biomasse relative et de la mortalité par pêche relative qui sont moins optimistes que celles obtenues par le biais d'ASPIC. Par rapport au scénario comparable d'ASPIC, la valeur actuelle de  $B/B_{PME}$  était similaire et  $F/F_{PME}$  était moins optimiste. Un graphique semblable est représenté pour le scénario C.1, pour lequel les indices ont été ajustés par pavillon, ce qui indique un niveau de biomasse relative plus élevé et de taux de mortalité par pêche relative plus faibles (**Figure 40**).

### 6.1.3 Synthèse des stocks

#### 6.1.3.1 Diagnostics de la synthèse des stocks

Etant donné que le modèle de synthèse des stocks a été employé aux fins de tests des hypothèses et de corroboration, en vue de tirer le meilleur parti du temps limité dont disposait la réunion, la discussion sur les diagnostics du modèle a été légèrement abrégée. Ces diagnostics ont toutefois été présentés et débattus. Certains avantages potentiels que présente immédiatement l'utilisation d'un cadre intégré est le volume de données pouvant être incorporées (**Figure 41**). Toutefois, ces avantages dépendent aussi de la grande qualité des données fournies (un plus grand nombre de données ne donne pas forcément une évaluation plus exacte ou précise). L'approche intégrée a été à même d'utiliser des informations spécifiques aux flottilles en termes de couplage de la sélectivité et de la CPUE de la flottille. Compte tenu du fait que certaines flottilles individuelles pêchaient dans des zones spécifiques, dont certaines renaient différentes tailles de poissons, ceci représentait un modèle spécifique à la pseudo-zone. L'utilisation d'observations directes des tailles spécifiques au sexe, des tailles par âge et du poids corporel moyen sont quelques exemples de données qui figuraient dans la base de données de l'ICCAT pendant de nombreuses années mais qui n'ont pas été incluses jusqu'à présent officiellement dans le modèle d'évaluation.

Les ajustements aux données d'observations biologiques des tailles par âge et du ratio des sexes étaient acceptables (**Figure 42**). Le Groupe a cependant constaté que les ajustements aux observations de certaines tailles moyennes spécifiques aux flottilles n'étaient pas aussi satisfaisants pour certaines années. Le modèle semblait néanmoins capter la nature du dimorphisme sexuel de la population.

Lorsque les sélectivités qui pouvaient avoir une forme en cloche étaient rendues asymptotes, les valeurs de vraisemblance (une valeur « qualité de l'ajustement ») pour les données sur la composition par taille devenaient considérables (**Figure 43**). En revanche, ceci n'était pas évident lorsque l'on étudiait l'ajustement aux données regroupées de composition par taille des flottilles (**Figure 44**). Un examen plus minutieux des ajustements de taille spécifiques à l'année/flottille révélait des différences, qui étaient toutefois légères. L'affaiblissement des unités de vraisemblance (plus de 1.000 unités sur un total d'environ 6.500 unités) était probablement dû au grand nombre de points de données d'observation inclus dans l'ajustement du modèle. Étant donné que différentes tailles de poissons sont disponibles pour les diverses flottilles dans différentes zones et différentes périodes, il semble logique de maintenir l'option de sélectivité de forme en cloche.

L'inclusion de l'AWP en tant que covariable environnementale sur la capturabilité donnait lieu à des valeurs résiduelles de CPUE bien moins biaisées que lorsqu'elle n'était pas incluse. L'ajustement à la CPUE canadienne s'améliorait notamment considérablement (**Figure 45**). Les valeurs résiduelles qui étaient précédemment assez dispersées autour de la ligne 1 à 1 devenaient plus linéaires. Ce même type d'amélioration a été obtenu pour les CPUE spécifiques à l'âge de l'UE-Espagne (**Figure 46**). Des travaux précédemment menés par Mejuto (2013), présentés à la réunion de préparation de données, démontraient un rapport entre les séries temporelles de CPUE et l'oscillation Nord-Atlantique (NOA). La NOA et l'AWP ont été fortement mises en corrélation.

Il est apparu évident, à la réunion, que le temps alloué ne permettrait pas de mener une analyse exhaustive et détaillée des trois plateformes de modélisation avec des diagnostics, des scénarios alternatifs et des projections. Bien que les travaux de modélisation par le biais du SS aient été reconnus comme étant un outil extrêmement utile et qu'il soit prévu qu'il fasse partie intégrante des activités d'évaluation de l'espadon, un examen continu et minutieux de tous les aspects fondamentaux du modèle ne pouvait pas être réalisé à la réunion en raison des contraintes temporelles. En conséquence, les résultats du modèle SS n'ont pas été pris en considération en vue de développer l'avis de gestion. Afin de poursuivre l'utilisation du modèle SS, le Groupe a formulé d'importantes recommandations visant à garantir la poursuite de ces travaux (cf. le point relatif aux recommandations ci-après).

### 6.1.3.2 Résultats de la synthèse des stocks

Les estimations de l'état des stocks issues de l'effort de modélisation par SS sont affichées à la **Figure 47**. Les trois modèles SS donnent des résultats relativement similaires en termes de tendances des stocks. Lorsque l'AWP était incluse dans le modèle, elle tendait à affaiblir les plus récentes estimations de l'état des stocks car elle modérait la forte augmentation de la CPUE canadienne en accroissant la capturabilité. Le postulat d'une sélectivité totale (asymptote) n'apportait que peu de changement à la tendance relative mais modifiait les estimations de la biomasse absolue. Finalement, alors que les tendances générales concordaient raisonnablement bien avec les résultats du cas de base des modèles ASPIC et BSP2, le modèle SS estimait une  $B/B_{PME}$  inférieure et une  $F/F_{PME}$  supérieure pour 2011 (**Figure 47**). Ceci était surtout dû à une réduction du recrutement ces dernières années. La **Figure 48** illustre les estimations de  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$  de 2011 conjointement avec les écarts types. Les trois modèles SS suggèrent qu'il est probable que le stock soit surpêché et fasse actuellement l'objet d'une surpêche.

## 6.2 État du stock– Sud

En 2009, l'évaluation de l'état du stock de l'espadon de l'Atlantique sud a été réalisée à l'aide d'un « modèle uniquement de capture ». Il n'a pas été possible de reproduire ou d'exécuter ce modèle à la présente réunion, et d'autres plateformes d'évaluation du stock ont donc été utilisées pour formuler un avis sur l'état du stock d'espadon de l'Atlantique sud (ASPIC et BSP2). Les scénarios préliminaires d'ASPIC et BSP2 pour neuf indices séparés indiquaient que l'indice brésilien ne permettait pas d'ajuster le modèle. En règle générale, on observait que les indices suivaient les tendances de l'effort et ne fournissaient pas d'indications indépendantes de l'abondance. Il a été noté que le Brésil représentait près de 25% des débarquements totaux et qu'il s'agissait de la série la plus longue une fois que le Taipei chinois avait été ventilé en trois parties. L'indice brésilien a été mis en corrélation négativement avec la plupart des autres indices et les tendances contradictoires n'ont pas pu être conciliées dans aucune plateforme de modèle de production. Le retrait de l'indice brésilien permettait aux modèles d'obtenir des solutions, ce qui indiquait que la seule ligne de conduite pratique consistait à omettre ou à réduire l'indice brésilien des futures modélisations.

### 6.2.1 ASPIC

Le Groupe a examiné 6 scénarios alternatifs d'ASPIC (**Tableau 23**) :

- 1) 8 indices pondérés de façon égale (UE-Espagne, Uruguay1, Uruguay2, Japon1, Japon2, liste) ajustés à leurs données de capture respectives et  $B_1/K$  établi à 0,875,
- 2) comme pour le scénario 1 mais sans les trois indices du Taipei chinois,
- 3) comme pour le scénario 1 mais avec les indices combinés,
- 4) comme pour le scénario 2 mais avec les indices combinés,
- 5) comme pour le scénario 1 mais avec  $B_1/K$  non établi et
- 6) comme pour le scénario 2 mais avec  $B_1/K$  non établi.

Pour les scénarios où un indice avait été omis, la prise a été attribuée au Japon. Les résultats n'étaient pas sensibles à cette méthode.

#### 6.2.1.1 Diagnostics ASPIC

##### 1. Profils de vraisemblance pour les paramètres clés et estimabilité des paramètres

Les profils de la fonction objective de la PME et de K indiquaient que la capacité à estimer K était très limitée et que la surface de solution était extrêmement plane (**Figure 49**). Lorsque l'on examine les indices séparés, il y avait des indications divergentes dans les profils par source de données et un comportement irrégulier de la surface de la fonction objective. Il n'y avait pas d'indication dans les données permettant d'estimer  $B_1/K$ , à l'exception d'une faible vraisemblance que K soit inférieure à 100.000 t (**Figure 50**).

##### 2. Corrélations des CPUE

De fortes corrélations négatives étaient présentes dans les CPUE, même après l'omission de la série temporelle du Brésil. Ces corrélations négatives rendent l'interprétation des résultats problématique et peuvent engendrer une instabilité du modèle (**Figure 51**).

### 3. Autocorrélation et valeurs résiduelles des CPUE, graphiques QQ normal des valeurs résiduelles

Les schémas résiduels sont présentés pour les scénarios 1 à 4 du modèle à la **Figure 52**. Les valeurs résiduelles des CPUE montrent une autocorrélation, des tendances résiduelles et une variance non constante (**Figure 53**). Il est probable que ces résultats aillent à l'encontre des postulats se basant sur des valeurs résiduelles indépendantes et distribuées identiquement, requis pour des intervalles de confiance par bootstrap non biaisés. Le résultat final serait qu'il est probable que les intervalles de confiance par bootstrap sous-estiment l'incertitude.

### 4. CPUE par méthode de Jackknife

L'omission d'un indice à la fois indique que le modèle est extrêmement sensible à l'indice 2 de la palangre japonaise (**Figure 54**).

### 5. Performance rétrospective

Le modèle estime une K croissante (à des valeurs extrêmement élevées) et un r décroissant (à de très faibles valeurs) avec des omissions rétrospectives ultérieures, ce qui pourrait être attribué à l'instabilité de l'estimation du paramètre ou à une situation dans laquelle la seule indication que r diffère des très faibles valeurs n'est obtenue que d'après les données des années les plus récentes. Une analyse rétrospective du scénario 2 a révélé que la valeur de r et K dépendait fortement des deux dernières années de données (**Figure 55**). Au fur et à mesure de l'omission successive des années, la biomasse du stock reconstruite présentait une moindre raréfaction par rapport à un état non exploité et les estimations de r chutaient alors que les estimations de K augmentaient.

### 6. Quantification de l'incertitude et performance

En pratique, le modèle peut être projeté par bootstrap mais il est probable que l'autocorrélation dans les valeurs résiduelles (**Figure 53**) engendre des intervalles de confiance trop étroits. Lorsque des bootstraps ont été réalisés pour le scénario 2, trois des 500 essais ont été remplacés étant donné que la PME dépassait les limites.

### 7. Commentaires généraux

Les scénarios 1 et 2 fournissaient les seuls résultats plausibles. Les corrélations entre les séries étaient améliorées par rapport à tous les indices, même si de claires tendances se dégagnaient pour les valeurs résiduelles et même si la variance n'était pas constante au cours de la série temporelle. Il convient de signaler également les forts schémas dans les valeurs résiduelles dans la CPUE de la palangre japonaise pour les années 2000-2005, ce qui indique que ces années pourraient aussi être affectées par les réglementations de gestion affectant le stock du nord. Cette question a été traitée par la nouvelle standardisation effectuée durant la réunion.  $B_1/K$  a été estimé à 0,84 dans le scénario 5, mais il a été décidé d'établir  $B_1/K$  à 0,875 après avoir constaté la médiocre estimabilité de ce paramètre et l'insensibilité relative des résultats à ce postulat (**Figure 56**).

L'indice combiné des scénarios 3 et 4 ne s'ajustait pas aux données, même après avoir exclu les indices du Brésil et du Taipei chinois. Les paramètres du modèle se heurtaient aux limites supérieures alors que l'information du modèle indiquait que K était essentiellement illimitée (**Tableau 23**). Ceci est dû, dans une grande mesure, à des indications divergentes entre les débarquements et les CPUE. Les indices combinés n'ont pas été pris en considération par la suite pour de nouveaux résultats. Il a cependant été noté que la méthode consistant à combiner les indices dans un GLM pourrait être examinée plus en avant, notamment au vu d'une approche de Jackknife visant à créer un indice combiné. Pour les modèles faisant appel à des indices séparés, les schémas de diagnostic étaient particulièrement problématiques. En premier lieu, la surface de la fonction objective était extrêmement superficielle pour K, ce qui indique que ce paramètre clé était très médiocrement déterminé et pourrait être un résultat spéculaire. En second lieu, le schéma rétrospectif important indiquait que toute indication sur r n'était le produit que de deux années de données, ce qui pourrait rendre ce résultat spéculaire et les considérations sur l'état des stocks et les projections en découlant très douteuses. En troisième lieu, l'autocorrélation dans les valeurs résiduelles produirait des intervalles de confiance par bootstrap qui sous-estimeraient la véritable incertitude.

#### 6.2.1.2 Résultats ASPIC

Les résultats du cas de référence du modèle ASPIC (scénario 2) révélaient la présence d'une indication contradictoire pour plusieurs indices utilisés et d'un conflit important dans les indices et l'historique des débarquements (**Figure 57**). Le modèle estimait une biomasse relativement stable jusqu'au début des années 1980, lorsqu'elle a commencé à décliner jusqu'à la fin des années 1990, avec un inversement de la tendance aux alentours de 2003. La mortalité par pêche relative estimée ( $F_{2011}/F_{PME}$ ) était de 0,8391, ce qui indique que le



stock ne fait pas l'objet de surpêche (**Figure 58, Tableau 24**). De la même manière, la biomasse relative estimée ( $B_{2011}/B_{PME}$ ) était de 0,9770, ce qui indique que le stock est légèrement surpêché (**Figure 58, Figure 71, Tableau 24**). La série temporelle de biomasse relative montrait que le stock est devenu surpêché en 1997 et est demeuré dans cette situation, mais qu'il s'est pratiquement rétabli. Les trajectoires de la biomasse absolue et relative et de la mortalité par pêche sont similaires à celles du modèle ASPIC de 2009, en dépit de différences importantes dans le traitement de l'indice de CPUE. L'indice de 2009 utilisait les indices continus du Japon et du Taipei chinois ainsi que l'indice du Brésil mais, même avec ces différences, les similitudes du modèle sont notables (**Figure 59**). Etant donné que les prises réalisées se situent bien en-dessous du TAC depuis 2002 au moins, il est possible que ceci ait contribué à l'amélioration de l'état relatif du stock. Le **Tableau 23** présente tous les points de référence estimés. Il convient de faire preuve de prudence avec les estimations ponctuelles car le profil de la fonction objective est plane pour  $K$  et que les intervalles de confiance approximatifs ne sont pas fiables pour les motifs invoqués ci-dessus. La production de remplacement se situait à environ 14.000 t, d'après les estimations d'ASPIC.

### 6.2.2 BSP2

En l'absence d'indications régulières d'une raréfaction dans la plupart des indices standardisés de CPUE et dans les résultats préliminaires des ajustements de BSP aux indices de CPUE par pavillon, ne montrant aucune actualisation de la distribution a priori pour la capacité de charge (c'est-à-dire l'obtention d'une distribution a posteriori pratiquement plane pour la capacité de charge) (voir ci-après), une distribution a priori informative pour la capacité de charge a été développée pour l'espadon de l'Atlantique sud. Il a été postulé que la distribution a priori pour la capacité de charge par unité d'habitat pour l'espadon pourrait être élaborée à partir de la distribution a posteriori pour la capacité de charge par unité d'habitat pour l'espadon de l'Atlantique nord. Après avoir consulté les biologistes spécialisés dans l'espadon participant à la réunion d'évaluation des stocks de 2013 à Olhao, les zones de l'océan Atlantique nord et sud considérées comme étant l'habitat de l'espadon, ont été comptabilisées. Dans l'océan Atlantique nord et sud, 130 carrés de  $5 \times 5^\circ$  ont été comptabilisés comme étant l'habitat de l'espadon. La distribution a posteriori pour la capacité de charge obtenue à partir du scénario de référence pour l'espadon de l'Atlantique nord a donc été appliquée comme la distribution a priori du cas de référence pour l'espadon de l'Atlantique sud (**Figure 60**).

#### 6.2.2.1 Diagnostics BSP2

Les scénarios préliminaires du modèle incluait tous les indices disponibles (pondérés de façon égale) et indiquaient que le modèle ne pouvait pas être exécuté avec l'indice brésilien étant donné que les estimations des paramètres heurtaient toujours la limite supérieure. Sans l'indice brésilien, le modèle produisait une estimation infinie de la taille du stock, ce qui était dû, dans une large mesure, à la présence des trois indices du Taipei chinois.

Tout comme lors de l'application du BSP au stock d'espadon de l'Atlantique nord, tous les diagnostics SIR pour l'application du BSP à l'espadon de l'Atlantique sud indiquaient une très rapide convergence dans tous les scénarios réalisés. La pondération maximum dans la distribution a posteriori se réduisait à moins de la moitié d'un pourcent dans un million de tirages de la fonction d'importance pour tous les scénarios réalisés.

L'ajustement de la tendance de la biomasse du stock aux données de CPUE par pavillon montrait que certaines séries de CPUE présentaient un conflit avec les tendances estimées de la biomasse du stock (**Figure 61a**). Les déviations de l'erreur de processus estimées présentaient une série négative à la fin des années 1970, une tendance positive dans les années 1980 et 1990 et une diminution négative aux alentours de 2000 (**Figure 61b**). Ceci suggère une éventuelle non-stationnarité dans la fonction de production excédentaire au cours de cette période. De forts schémas de valeurs résiduelles ont été observés pour plusieurs indices restants, mais pas pour la totalité des indices (signalés par des corrélations négatives) (**Figure 62**). Ce résultat donne à penser qu'il convient de faire preuve de prudence lors de l'interprétation des estimations des tendances obtenues par l'ajustement des modèles à ces données combinées. La tendance de la biomasse arborait toutefois de très vastes intervalles de confiance (**Figure 63a**) et la plus grande prudence est donc requise lors de l'interprétation de la tendance de la médiane estimée de la biomasse du stock. Les données de capture soumises n'étaient pas conformes à la tendance moyenne des indices d'abondance et, par conséquent, aucune information n'était disponible pour actualiser la distribution a priori de  $K$  ou  $r$ , avec ou sans l'indice du Taipei chinois dans le modèle.

Pour le cas de référence du modèle, pour lequel une distribution a priori informative pour la capacité de charge a été appliquée (scénario R.S), aucun schéma rétrospectif n'était apparent dans les estimations par année de la biomasse du stock reconstruite et prévue et dans le taux de mortalité par pêche (**Figure 63b**). On n'observait pas de schéma rétrospectif dans les six variables suivies pour le stock de l'Atlantique sud (**Tableau 25, Figure 64**). Il n'y avait pas non plus de schéma rétrospectif lors de l'application de la distribution a priori uniforme pour K (**Figure 65**). Lorsque les indices de CPUE par pavillon ont été omis un à un, on notait une certaine sensibilité des distributions a posteriori pour r, K,  $F_{2011}/F_{PME}$  et  $B_{2011}/B_{PME}$  à l'omission de l'indice espagnol, par exemple (**Figure 66**). Cependant, alors que les distributions a posteriori se déplaçaient légèrement, la majeure partie des probabilités restaient près des tendances centrales du cas de référence (R.S) et ne conduisaient pas à des différences suffisamment importantes pour modifier la perception de l'état du stock. Les distributions à postérieures marginales pour les valeurs de production de remplacement supérieures à zéro se situaient toutes à environ 15.000 t dans l'analyse de Jackknife et lorsque la distribution a priori pour K était uniforme ainsi que pour le scénario « post-modèle pré-données » (**Figure 66**).

Des analyses de sensibilité ont été réalisées sur un BSP appliqué à la CPUE par pavillon pour l'espadon de l'Atlantique sud avec une distribution a priori uniforme pour K et des variations sur la distribution a priori pour r. Certains scénarios incluait ou n'incluaient pas l'indice du Taipei chinois. Dans tous les cas, les distributions à postérieures pour K, PME et la biomasse du stock en 2011 n'étaient pas très différentes de la distribution « post-modèle pré-données » avec la distribution a priori uniforme pour K (**Figure 67**), ce qui indique que le modèle est sensible à la distribution a priori pour K et qu'il n'y avait que peu d'indication dans les données pour déterminer K. Une sensibilité similaire à une distribution a priori uniforme pour K était observée pour l'indice combiné mais n'était pas affichée. Par conséquent, la taille du stock en 2011 de 100.000 t ou plus était tout aussi probable lorsqu'une distribution a priori uniforme pour K était appliquée. Néanmoins, les distributions a posteriori pour la production de remplacement se situaient toutes à un mode d'environ 15.000 t, sauf pour la distribution a posteriori calculée en utilisant également l'indice du Taipei chinois (**Figure 67**). Les résultats des scénarios avec l'indice du Taipei chinois et la distribution a priori uniforme pour K suggéraient d'énormes tailles du stock et productivité (**Figure 67**).

Plusieurs analyses de sensibilité ont également été réalisées en appliquant la distribution a priori informative pour K en excluant l'indice du Taipei chinois (**Figure 68**). Les distributions a posteriori pour K, r et la biomasse du stock en 2011 étaient toutes assez sensibles aux moyennes des distributions a priori pour r et K examinées (par exemple, moyenne de la distribution a priori pour K 50% et 150% de la moyenne de la distribution a priori du cas de référence et la moyenne de la distribution a priori pour r à 2/3 et 150% de la moyenne de la distribution a priori du cas de référence pour r) (**Figure 68a-c**). Le mode de distribution a posteriori pour PME était insensible, dans une grande mesure, aux paramètres de la moyenne de la distribution a priori pour r et K (**Figure 68d**). Cependant, comme indiqué ci-dessus, la distribution a priori de la PME dans le cadre d'une distribution a priori uniforme pour K était assez plane mais avait un mode a posteriori situé à 18.000 t, valeur un peu plus élevée que la gamme de 14.000-16.000 t dans le cadre de différentes distributions a priori pour r et de différentes distributions a priori informatives pour K. Le mode a posteriori pour la production de remplacement (pour les valeurs de production de remplacement supérieures à zéro) se situait toutefois à environ 14.000-15.000 t pour toutes les différentes analyses de sensibilité sur r et K et n'était pas différent du scénario de référence (**Figure 68e**). Tous les résultats qui excluaient l'indice du Taipei chinois suggéraient donc que les estimations de la production de remplacement étaient modérément informatives, avec un mode a posteriori situé à environ 14.000-15.000 t ; ce résultat n'était pas sensible aux conflits apparents dans les données de CPUE (qui excluaient l'indice du Taipei chinois), ce qui était le cas avec et sans la distribution a priori informative pour K.

L'estimation de  $B/B_{PME}$  dans la série temporelle concordait avec un stock se trouvant dans une situation de non-exploitation ou de légère exploitation dans toutes les analyses de sensibilité et de diagnostic réalisées (**Tableau 27**). Il convient de noter que les résultats du BSP dépendent de la distribution a priori postulée pour la capacité de charge. Pour le modèle de référence, la distribution a priori pour la capacité de charge a été effectuée d'après la distribution a posteriori estimée du nord. En conséquence, les estimations de la productivité pour le sud sont contraintes, dans une large mesure, par le postulat se basant sur des distributions a priori informatives à la fois pour r et K. Lorsqu'une distribution a priori totalement non informative pour K est utilisée (**Figure 67**), l'absence d'indications précises dans les données suggère des valeurs de K extrêmement élevées, jugées peu probables par le Groupe. Il a donc été décidé d'utiliser une distribution a priori informative pour K.

Il est à noter que pour la période 1950-2011, la ponction totale pour le stock de l'Atlantique sud représentait 73% de la ponction totale pour le stock de l'Atlantique nord pour la même période (c'est-à-dire 464.000 t du sud et 637.000 t du nord). Si la capacité de charge par unité d'habitat était similaire entre l'Atlantique nord et sud, un volume total très inférieur des captures du stock de l'Atlantique sud suggèrerait que le niveau de raréfaction de

l'Atlantique sud serait inférieur à celui de l'Atlantique nord. Les résultats du BSP pour la population d'espadon de l'Atlantique sud qui suggèrent tous un niveau inférieur de raréfaction et un niveau inférieur de taux de mortalité par pêche concordent donc avec un volume inférieur de captures pour le stock du sud, censé avoir une capacité de charge similaire au stock de l'Atlantique nord.

#### 6.2.2.2 Résultats du BSP2

Le **Tableau 26** et la **Figure 69** présentent les résultats du scénario de référence du modèle BSP2 pour le stock d'espadon de l'Atlantique sud. La mortalité par pêche relative estimée ( $F_{2011}/F_{PME}$ ) s'élevait à 0,47 (intervalle de 90% : 0,18-0,97), ce qui indique que le stock ne fait actuellement pas l'objet de surpêche (**Figure 70**). Pareillement, la biomasse relative estimée ( $B_{2011}/B_{PME}$ ) s'élevait à 1,38 (intervalle de 90% : 0,89-1,87), ce qui indique donc qu'il est peu probable que le stock soit surpêché (**Figure 71**). Le **Tableau 26** présente tous les points de référence estimés. Le Groupe a toutefois noté que les résultats de l'état sont sensibles au choix de la distribution a priori pour K.

#### 6.2.3 Exploration des poids moyens et de l'historique des débarquements récents

Compte tenu des incertitudes liées à l'évaluation du stock du sud en utilisant les prises et les indices d'abondance, le Groupe a examiné des informations auxiliaires. Le Groupe s'est penché sur les récentes tendances des débarquements et des poids moyens pour déterminer s'ils renfermaient des indications sur le fait que la mortalité par pêche pourrait avoir changé ces dernières années. En moyenne, les prises totales d'espadon par an au cours de ces dix dernières années (2001-2011), pour les pavillons enregistrant les prises moyennes les plus élevées pour la même période, présentaient une tendance à la baisse (**Figure 72**). Néanmoins, le poids moyen par espadon pour ces mêmes pavillons était resté stable au cours de ces 10 dernières années, avec des valeurs aberrantes observées pour le Sénégal et le Brésil en 2009 et 2010, respectivement (**Figure 73**). On pourrait supposer que la réduction des débarquements (s'ils étaient proportionnels à la réduction de la mortalité par pêche) conduirait à une augmentation de la taille/du poids moyen, ce qui n'est pas évident. Cependant, de multiples facteurs peuvent affecter le poids moyen, tels que des événements de recrutement, des modifications de la sélectivité de la pêcherie ou des changements de croissance. Il existe, toutefois, de fortes indications d'une réduction des poids moyens pendant 30 ans, depuis 1978 (Figure 15 du Rapport de la réunion de préparation des données) ce qui correspond à l'augmentation des débarquements. Ceci correspond à un niveau de réponse de la population à la pêche ce qui nécessite une nouvelle exploration et une éventuelle inclusion dans le processus de modélisation. Or, tout changement de la sélectivité des tailles dans le temps devrait être examiné avec prudence lors de l'évaluation des tendances du poids moyen.

## 7. Projections

### 7.1 Projections – Nord

#### 7.1.1 Modèles de production ASPIC et BSP2

Le modèle de référence d'ASPIC a été projeté jusqu'à l'année 2022 dans le cadre de scénarios de TAC constants de 8 à 20 milles tonnes. Il a été postulé que les prises de 2012 (14.038 t) étaient les prises déclarées plus la moyenne des trois dernières années (2009-11) pour les CPC n'ayant pas déclaré de prises d'espadon au 5 septembre 2013 (**Tableau 2**). Les trajectoires de la médiane pour la biomasse et du taux de mortalité par pêche pour tous les scénarios de TAC futurs sont représentées graphiquement à la **Figure 74**.

Les résultats de l'évaluation de 2013 indiquaient qu'il existait plus 90% de probabilités que le stock d'espadon du nord se soit rétabli au niveau de  $B_{PME}$  ou au-delà (**Figures 21** et **22**) et que le programme de rétablissement de la Commission ait donc été atteint. Même si certaines incertitudes étaient associées à cette conclusion, 93% des estimations par bootstrap de la biomasse actuelle étaient supérieures ou égales à  $B_{PME}$ , alors que 97% des estimations par bootstrap de la F actuelle étaient inférieures à  $F_{PME}$  (**Figure 21**). Le rétablissement a été atteint en dépit des niveaux de prises admissibles convenus en vertu des Rec. 06-02 et Rec. 08-02, qui dépassaient les recommandations scientifiques, mais qui n'ont pas été réalisés. Les prises de 2007 et 2008 étaient de 10% et 22% en-deçà du niveau estimé de la PME, respectivement, permettant ainsi à la biomasse du stock d'augmenter. Il est à noter que les niveaux de capture de 2012 (14.038 t) se situaient au-dessus du TAC (13.700 t).

Selon les projections, de futurs TAC de plus de 15.000 t devraient entraîner 50% de probabilités, ou moins, que la biomasse du stock demeure au-dessus de  $B_{PME}$  pendant les dix prochaines années (**Tableau 28**), étant donné que la probabilité résultante que  $F$  dépasse  $F_{PME}$  pour ces scénarios serait supérieure à 50% dans le temps. Le TAC actuel de 13.700 t aurait 84% de probabilités de maintenir le stock et les taux de mortalité par pêche à un niveau conforme aux objectifs de la Convention pendant les dix prochaines années.

Les projections réalisées avec BSP utilisaient également les mêmes spécifications pour les productions de 2012 et 2013 et la même période (**Figures 75-76**). Ces deux modèles donnaient un avis très convergent, selon lequel des niveaux de TAC de 13.700 t maintiendraient le stock à un niveau conforme aux objectifs de la Convention pendant les dix prochaines années. Lorsque l'on compare la quantification de l'incertitude associée à l'état du stock dans le cadre d'un TAC de 13.700 t, les limites de crédibilité de 95% du BSP semblent diverger à l'avenir alors que les intervalles de confiance de 80% dans ASPIC sont relativement constants. Ceci est dû, dans une grande mesure, au fait que BSP inclut l'erreur de processus dans les projections.

Le **Tableau 29** donne la probabilité estimée que  $B \geq B_{PME}$ ,  $F \leq F_{PME}$ , en maintenant le stock dans une situation conforme à l'objectif de la Convention ( $B > B_{PME}$  et  $F < F_{PME}$ ) pour les prises constantes mentionnées et les temps indiqués d'après le cas de base du modèle de BSP pour le stock de l'Atlantique nord. Contrairement à ASPIC, les résultats du BSP indiquent que le TAC actuel de 13.700 t aurait 50% de probabilités de maintenir le stock et le taux de mortalité par pêche à un niveau conforme aux objectifs de la Convention d'ici 2021.

## 7.2 Projections – Sud

### 7.2.1 Modèles de production ASPIC et BSP

Le Groupe a considéré que les points de référence estimés par ASPIC et BSP n'étaient pas fiables en raison d'indications contradictoires entre les données de capture et les séries temporelles de CPUE mises à la disposition du Groupe. Pour les modèles BSP et ASPIC, des projections pour le cas de référence (5 séries de CPUE, sans le Taipei chinois et le Brésil) ont été réalisées pour des niveaux de capture allant de 10.000 t à 20.000 t par incréments de 1.000 t pour les années 2015-2022. Pour 2012, les projections utilisaient les estimations de Tâche I disponibles à la réunion (10.393 t) pour 2013 ; tous les scénarios des projections postulaient une capture égale au TAC (15.000 t). Pour ASPIC, 500 analyses par bootstraps ont été réalisées et des limites de confiance approximatives avec correction de biais de 80% ont été obtenues. Pour BSP, 5.000 algorithmes de rééchantillonnage SIR ont été obtenus et des intervalles de crédibilité de 0,05 et 0,95% ont été obtenus.

Les **Figures 77 et 78 (BSP)** et les **Figures 79 et 80 (ASPIC)** présentent les résultats des projections de ces deux modèles, lesquels coïncident sur le fait que des niveaux de capture de 14.000 t donneraient lieu à une tendance des stocks et une mortalité par pêche stables. Ces deux modèles indiquent que des niveaux de TAC équivalents au TAC actuel de 15.000 t pourraient conduire à un déclin par rapport aux valeurs de 2011.

Il convient de souligner que pour le modèle BSP, l'état du stock est supérieur à  $B/B_{PME}$ , de telle sorte que des diminutions du stock jusqu'à 15.000 t ne conduiraient pas à une situation de surpêche. En revanche, les résultats d'ASPIC indiquent que le stock est inférieur à  $B/B_{PME}$  de telle sorte que des prises de 15.000 t pourraient réduire le stock encore davantage en-deçà de  $B_{PME}$ . Ces résultats dépendent des estimations de  $B_{PME}$  qui sont très incertaines.

Les tableaux de la probabilité estimée que  $B \geq B_{PME}$ ,  $F \leq F_{PME}$ , en maintenant le stock dans une situation conforme à l'objectif de la Convention ( $B > B_{PME}$  et  $F < F_{PME}$ ) pour une série de captures d'après le cas de base des modèles ASPIC (**Tableau 30**) et BSP (**Tableau 31**) pour le stock de l'Atlantique sud ne sont présentés qu'à des fins de référence et devraient être interprétés avec prudence, étant donné qu'il est peu probable que les points de référence de la PME soient bien estimés. Pour ASPIC (**Tableau 30**), le TAC actuel de 15.000 t a 43% de probabilités de maintenir le stock aux objectifs visés par la Convention d'ici 2021 alors que pour le BSP ce même TAC a 73% de probabilités (**Tableau 31**).

## 8. Points de référence limite

La Commission a demandé au SCRS d'identifier les points de référence limite pour le germon de l'Atlantique nord (Rec. 11-04) ainsi que pour l'espadon de l'Atlantique nord (Rec 11-02). Le Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation des stocks a discuté en 2013 de la mise en œuvre de cette requête et a suggéré une possible approche de normes de contrôle de la ponction (« HCR » selon les sigles anglais) et de points de référence limite pour l'espadon de l'Atlantique nord (**Figure 81**, Figure 1 du rapport du Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation des stocks de 2013).

Le Groupe d'espèces sur le germon s'est réuni avant le groupe d'espèces sur l'espadon et a proposé un point de référence limite provisoire (iLRP). Pour le germon de l'Atlantique nord, un iLRP de 0,4  $B_{PME}$  a été recommandé en se fondant sur des travaux réalisés afin d'identifier les points de référence limite potentiels pour les stocks de thonidés dans le Pacifique (Peerce, 2011). Les principes énoncés dans la Rec. 11-13 constituent la base de la conception d'une norme de contrôle de la ponction utilisant à la fois les points de référence limite et les points de référence cible pour établir des niveaux de capture. Le SCRS avait précédemment préconisé une HCR générique (**Figure 81**), à utiliser avec des points de référence limite et des points de référence cible afin d'établir les captures. Toutefois, avant d'adopter une norme de contrôle de la ponction, des tests de robustesse spécifiques aux stocks devraient être réalisés à l'aide de l'évaluation de la stratégie de gestion (« MSE » selon les sigles anglais). Ceci permettra d'évaluer l'iLRP par rapport aux objectifs de gestion de la réunion. L'évaluation sera également conduite pour d'autres options, le point de référence limite est provisoire jusqu'à ce qu'il soit intégralement évalué, avec d'autres alternatives, en termes de robustesse face à l'incertitude.

Le document SCRS/2013/150 résumait le principe de base utilisé par le groupe sur le germon pour développer le point de référence et son utilisation dans le cadre d'une norme de contrôle de la ponction. Les documents SCRS/2013/033, 034 et 035 donnaient des exemples de la réalisation d'une MSE pour évaluer une norme de contrôle de la ponction pour le germon. Le document SCRS/2011/195 proposait un exemple de MSE pour l'espadon de l'Atlantique nord. Le groupe de travail sur les méthodes reconnaissait également le besoin, lors du développement d'un avis basé sur les points de référence, d'améliorer le dialogue entre le SCRS et la Commission, ce qui pourrait prendre plusieurs années.

L'approche adoptée par le Groupe d'espèces sur le germon a permis de soumettre un avis dans la matrice de stratégie de Kobe, conforme à la prise de décision de la Commission en ce qui concerne le développement et l'application de mesures de conservation et de gestion (Rec. 11-13). Toutefois, au lieu de baser l'avis sur un TAC, il se basait sur une mortalité par pêche cible.

Afin de faire progresser le dialogue entre le SCRS et la Commission, le Groupe d'espèces sur le germon a soumis des informations à la Commission sur la base d'un ensemble de paramètres provisoires de normes de contrôle de la ponction, c'est-à-dire des mortalités par pêche cibles et un seuil de biomasse (à savoir une marge de sécurité en dessous de laquelle il convient de réduire la mortalité par pêche). Cette démarche serait conforme aux objectifs en matière de politique de la Commission reposant sur les résultats de l'évaluation, par exemple :

- 1) Pour les stocks apparaissant dans le quadrant vert du diagramme de Kobe, les mesures de gestion devront être conçues de sorte à engendrer une forte probabilité de maintenir le stock dans ce quadrant.
- 2) Pour les stocks apparaissant dans le quadrant jaune supérieur droit du diagramme de Kobe (surpêche), la Commission devra immédiatement adopter des mesures de gestion conçues de sorte à engendrer une forte probabilité de mettre un terme à la surpêche dans les plus brefs délais possibles.
- 3) Pour les stocks apparaissant dans le quadrant rouge du diagramme de Kobe (surpêche et surpêché), la Commission devra immédiatement adopter des mesures de gestion conçues de sorte à engendrer une forte probabilité de mettre un terme à la surpêche dans les plus brefs délais possibles et la Commission devra adopter un programme visant au rétablissement de ces stocks.
- 4) Pour les stocks apparaissant dans le quadrant jaune inférieur gauche du diagramme de Kobe (surpêché mais pas de surpêche), la Commission devra adopter des mesures de gestion conçues de sorte à rétablir ces stocks dans les plus brefs délais possibles.

L'utilisation de différentes méthodes visant à quantifier l'incertitude dans l'évaluation des stocks peut donner lieu à différentes prévisions de probabilités (SCRS/2013/117). Par ailleurs, les méthodes d'évaluation des stocks traditionnelles prennent surtout en considération l'erreur d'observation et de mesure alors que l'incertitude liée à la dynamique réelle (incertitude du modèle) a un plus grand impact sur l'obtention des objectifs de gestion. Il

s'agit d'un domaine de recherche important, qui est mieux pris en considération dans le cadre d'une MSE. La Commission prévoit toutefois un avis de gestion basé sur des incertitudes quantifiées dans les évaluations réalisées par le SCRS (Res. 11-14). Le **Tableau 32** fournit un exemple des prévisions de probabilité compte tenu de l'incertitude du scénario 2 de l'évaluation ASPIC. Ceci se base sur un ensemble de valeurs de paramètres provisoires de la HCR pour que la HCR générique puisse permettre d'orienter les discussions sur la prise de décision sur ce que l'on entend par « forte probabilité » et « dans les plus brefs délais possibles ». Le dessein principal de ce tableau est de permettre de faire progresser le dialogue entre la Commission et le SCRS. Même s'il est admis que différentes méthodes d'évaluation donneront des estimations alternatives de l'incertitude, il est toujours possible de transmettre à la Commission des informations fondées sur un ensemble de valeurs de paramètres provisoires de la HCR qui seraient conformes aux décisions de la Commission, sur la base des résultats de l'évaluation, comme cela a été réalisé pour le germon de l'Atlantique nord.

Les matrices de stratégie de Kobe II (K2SM) élaborées à l'aide d'une HCR sont détaillées dans le document SCRS/2013/188 et comparées aux K2SM reposant sur une mortalité par pêche et de captures constantes. Étant donné que le stock a actuellement une forte probabilité de se trouver dans le quadrant vert de Kobe (c'est-à-dire  $B > B_{PME}$  et  $F < F_{PME}$ ), les projections basées sur la HCR sont équivalentes à des projections de  $F$  constantes, compte tenu du fait que le stock est supérieur aux points de référence seuil et limite de la biomasse et donc la HCR établit une  $F$  égale à la  $F$  cible. Si la  $F$  cible était choisie sur la base du TAC recommandé, l'avis basé sur la HCR serait donc équivalent à l'avis actuel. L'utilisation d'une HCR implique également de s'éloigner d'un système de TAC au profit d'un système basé sur  $F$ , avec pour corollaire certaines répercussions économiques.

Un iLRP de biomasse de  $0,4 B_{PME}$  a été proposé, lequel est conforme au point de référence limite proposé pour le germon de l'Atlantique nord et aux limites robustes recommandées pour de nombreux stocks de thonidés du Pacifique (Preece, *et al.* 2011, par exemple). À l'avenir, un ensemble plus exhaustif de points de référence limite potentiels pourront être évalués, par le biais de tests de MSE, par exemple.

## 9. Recommandations

### 9.1 Recherche et statistiques

*Structure du stock.* Le rapport provisoire de l'Atelier sur la structure des stocks d'espadon (Héraklion, mars 2006) a recommandé un renforcement de la recherche collaborative et pluridisciplinaire. La classification, à leur stock d'origine, des espadons capturés près des délimitations est notamment sujette à des incertitudes et ne peut se faire rigoureusement sans un renforcement de la recherche collaborative et pluridisciplinaire en tenant compte de strates d'échantillonnage, à échelle fine, aussi bien spatiale (carrés de 1° par exemple) que temporelle (trimestre).

*Prise.* Tous les pays capturant de l'espadon (en tant qu'espèce cible ou prise accessoire) devraient déclarer leurs statistiques de prise, de prise par taille (par sexe) et d'effort à une échelle la plus réduite qui soit ainsi que par mois. Reconnaissant la croissance et répartition différentielles entre les sexes, la collecte des données de prise par taille par sexe est particulièrement importante. Ces données doivent être déclarées dans les délais impartis par l'ICCAT, même si aucune évaluation analytique des stocks n'est prévue. Les données historiques devraient également être soumises.

*Rejets.* Les informations relatives au nombre de poissons capturés ainsi que le nombre de rejets morts et remis à l'eau vivants devraient être déclarés afin que l'effet du rejet et de la remise à l'eau puisse être intégralement inclus dans l'évaluation des stocks. L'échantillonnage par les observateurs devrait être suffisant en vue de quantifier les rejets réalisés au cours de tous les mois et dans toutes les zones aussi bien dans les pêcheries ciblant l'espadon que dans les pêcheries thonières capturant de l'espadon en tant qu'espèce accessoire. Des études devraient être conduites afin d'améliorer l'estimation des rejets et d'identifier les méthodes à même de réduire la mortalité par rejet de l'espadon. Des études devraient également être menées en vue d'estimer la mortalité postérieure des espadons remis à l'eau vivants. Ces études revêtent une importance particulière au vu du niveau de rejets qui font suite à la recommandation visant à une taille minimale.

*Prises non déclarées.* Le rapport d'évaluation des stocks de 2009 a noté que le formulaire récapitulatif dans lequel les informations du Document statistique pour l'espadon sont déclarées à l'ICCAT (résumés semestriels des importations et réexportations directes) n'est pas suffisamment détaillé pour améliorer les estimations des prises non attribuées potentielles et du volume d'espadon de l'Atlantique présent dans le commerce international, ceci essentiellement à cause de l'incertitude planant sur l'année et la zone de la capture pour les produits

d'espadon commercialisés, à cause de l'absence générale de conversion du produit en poids vif et à cause de la possible double comptabilisation des prises déclarées dans les certificats de réexportation. Ces estimations pourraient être considérablement améliorées si l'on disposait des documents statistiques et certificats de réexportation individuels correspondants. Ces données détaillées existent au niveau national (avec des numéros d'identification) et il conviendrait de s'efforcer de récupérer cette information importante, si la Commission souhaite améliorer l'utilité du système de documents statistiques aux fins de la validation des données de la Tâche I. Le SCRS a réitéré cet avis au cours de la dernière décennie (*cf.* Recommandations générales à la Commission dans les rapports du SCRS de 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004), mais, à ce jour, le Secrétariat n'a reçu aucune information détaillée du système de document statistique pour l'espadon

*Espèces cibles.* Toutes les flottilles devraient consigner dans leurs carnets de bord des renseignements détaillés destinés à quantifier les espèces ou groupes d'espèces visés. Il est vivement conseillé d'annoter les caractéristiques détaillées des engins ainsi que toute information relative à la stratégie de pêche (y compris l'heure des opérations), afin d'améliorer la standardisation de la CPUE. Les recommandations formulées à la réunion de 2002 par le Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation des stocks visant à rechercher des diagnostics dans ce contexte devraient être suivies. Le Groupe a recommandé de rechercher des formes alternatives d'analyses dans le sud qui concernent à la fois les schémas de prises accessoires et de pêcheries dirigées, telles que des modèles structurés par âge et par zone.

Compte tenu de la question non résolue du fonctionnement des méthodes basées sur les captures et sur les engins (méthode préférée dans la mesure du possible) pour évaluer le ciblage, lorsqu'il est possible d'employer ces deux méthodes pour une série de données, les parties intéressées pourraient élaborer des indices de CPUE utilisant ces deux méthodes en vue de déterminer si elles présentent des indications similaires. Ces résultats devraient ensuite être assemblés dans une meta-analyse lors d'une réunion sur les méthodes en vue de résoudre cette question.

*Marquage.* Le Groupe a recommandé le développement d'un projet expérimental aux fins d'applications de marquage spécifiques, telles que l'estimation des taux de mortalité par pêche et/ou de schémas migratoires. Une étude de marquage conçue afin d'estimer la mortalité par pêche serait particulièrement utile pour l'Atlantique sud, compte tenu du haut degré d'incertitude lié à l'état du stock de cette ressource.

Des études de marquage archive utilisant des marques pop-up par satellite, telles que celles détaillées dans le document SCRS/2013/151 et Neilson *et al.* 2009, révèlent différents schémas migratoires, en fonction du lieu de déploiement des marques, même au sein de l'unité de gestion de l'Atlantique nord. Ces résultats donnent à penser que les futurs modèles d'évaluation devraient inclure une structuration spécifique à la zone dans les données d'entrée.

*Programme de recherche pour l'espadon de l'Atlantique sud.* Compte tenu des maigres connaissances sur la dynamique de la population de l'espadon de l'Atlantique sud, le Groupe devrait développer un plan à long terme aux fins d'un programme de recherche accru, portant sur des estimations indépendantes de la mortalité par pêche, la maturité par âge, la croissance par sexe et par stock, les déplacements et les migrations, et améliorant les indices d'abondance disponibles. Dans le cadre du Plan stratégique du SCRS, cette insuffisance en matière de données pourrait être abordée.

*CPUE.* Les futures réunions de préparation des données devraient porter sur les indices contradictoires avant la prochaine évaluation, dans la mesure du possible. L'accent devrait être porté sur le regroupement des tendances de la CPUE par zone (plutôt que la méthode actuelle consistant au regroupement par nation). Pour l'Atlantique sud en particulier, il convient de tenter d'utiliser des méthodes d'évaluation des stocks à même de concilier les tendances contradictoires observées dans les séries de CPUE d'espèce cible et d'espèces accessoires pour le sud (modèles structurés spatialement/par âge). Étant donné qu'aucune série temporelle ne couvre de façon fiable la période cruciale s'écoulant avant et après l'accroissement et la diminution des débarquements, le Groupe recommande d'explorer un indice combiné pour l'Atlantique sud, en tenant compte de la pondération spatiale et de l'imputation des données (Carruthers *et al.* 2010) et en utilisant des données brutes avec des covariables qui définissent le ciblage, de la même manière que l'approche appliquée dans le nord.

Pour la prochaine évaluation du stock, il est recommandé de réaliser certaines analyses de sensibilité pour l'indice combiné du nord. Il serait particulièrement intéressant d'utiliser la méthode de Jackknife pour les registres de prise et d'effort par pavillon et d'élaborer un nouveau jeu d'indices combinés de CPUE en omettant chaque pavillon un par un. Ceci montrerait l'influence de chaque pavillon sur l'indice combiné. L'approche la plus simple consisterait à utiliser le même modèle de standardisation que celui utilisé pour l'indice combiné incluant tous les pavillons et à éliminer par la suite les entrées pour chaque pavillon l'une après l'autre.

*Développement de la méthode de Stock Synthesis.* Le Groupe a convenu que la méthode de *Stock Synthesis* constituait un important progrès, en ce sens qu'elle permet d'inclure une plus vaste gamme de données d'entrée que les modèles de production excédentaire actuellement utilisés. Le Groupe a reconnu qu'il était possible que certains effets spatiaux et environnementaux soient en partie responsables des directions contradictoires de certains indices d'abondance influents. Le Groupe a recommandé de mener de nouvelles études visant à inclure les covariables environnementales dans le processus global d'évaluation, selon que de besoin. Afin de tirer le meilleur parti de cette méthode, les membres du Groupe de travail sont encouragés à saisir toutes les occasions possibles de se familiariser avec cette approche, par le biais d'une formation adéquate ou d'une expérience sur le terrain.

La méthode de *Stock Synthesis* pourrait aussi être utilisée pour permettre de développer un modèle opérationnel, lequel sera utilisé pour évaluer l'iLRP utilisé dans le cadre de normes de contrôle de la ponction. Elle pourrait également être utilisée pour évaluer d'autres processus d'évaluation des stocks, tels que le modèle à différences retardées ou la méthode de Gedamke-Hoenig (2006).

Le Groupe a également recommandé que le futur développement de la méthode de *Stock Synthesis* pour le stock de l'Atlantique nord incorpore les informations PSAT disponibles ainsi que les effets de saison/zone.

*Validation du modèle.* Le Groupe a recommandé de développer des méthodes visant à évaluer les indices d'abondance des stocks sur la base des données dépendant des pêcheries, en utilisant, par exemple, une simulation et une validation par recouplement, basées sur des données détaillées, telles que les carnets de pêche et les registres de vente.

D'importantes informations existantes sur le poids moyen pourraient étayer les taux de mortalité totaux. Le Groupe recommande de procéder à de nouvelles explorations du modèle en utilisant des modèles à différences retardées ou des modèles en conditions de non-équilibre de Gedamke-Hoenig (2006). Des estimateurs de la taille moyenne du taux de mortalité naturelle ( $Z$ ) pourraient être utiles pour l'espadon de l'Atlantique sud.

*Partage et confidentialité des données.* Les exigences en matière de confidentialité des CPC individuelles limitent parfois les analyses conduites par le Groupe. Comme l'a recommandé le SCRS par le passé, le Groupe continue à recommander de développer certains mécanismes, dans le cadre des normes de confidentialité actuelles de l'ICCAT, ou en apportant des modifications au système, afin de permettre de partager ces données cruciales dotées d'une haute résolution (faible regroupement).

*Distributions a priori informatives pour la capacité de charge.* Compte tenu de la sensibilité des résultats de l'évaluation en général aux distributions a priori pour la capacité de charge dans les cas où les données ne renferment que peu d'information, le Groupe recommande de développer des distributions a priori informatives de  $K$  sur la base de facteurs, tels que la zone d'habitat, la densité de population ainsi que d'autres facteurs du cycle vital. Même si l'utilisation d'une distribution a priori basée sur la distribution a posteriori de  $K$  provenant d'une autre évaluation, en utilisant par exemple la distribution a posteriori de  $K$  provenant du Nord et en l'appliquant au sud, pourrait se justifier d'un point de vue scientifique, le Groupe recommande que de telles décisions soient à l'avenir basées sur des analyses scientifiques semblables au développement d'une distribution a priori pour  $r$ .

## 9.2 Gestion

### *Atlantique nord*

Le **Tableau 28** présente les gammes des limites totales de capture et des probabilités associées à l'état du stock par an. Le TAC actuel de 13.700 t a 84% de probabilités de maintenir le stock d'espadon de l'Atlantique nord dans une situation de rétablissement d'ici 2021 tout en maintenant le niveau de la biomasse. Des TAC allant jusqu'à 14.300 t auraient toujours plus de 50% de probabilités de maintenir le stock d'espadon de l'Atlantique nord dans une situation de rétablissement d'ici 2021 mais conduiraient au déclin de la biomasse.

Si la Commission souhaite mettre en œuvre un point limite de référence, le TAC actuel de 13.700 t se traduirait par un taux de mortalité par pêche cible de  $0,90 * F_{PME}$ . Étant donné que le stock se situe au-dessus de  $B_{PME}$ , la plupart des seuils de biomasse à l'étude dans le cadre d'une norme de contrôle de la ponction, n'aurait que peu d'impact sur l'avis de gestion à court terme.



## *Atlantique sud*

Compte tenu des incertitudes non quantifiées et de l'absence d'indications fournies dans les données du stock de l'Atlantique sud, et dans l'attente de la réalisation de nouveaux travaux de recherche suffisants afin de réduire les grandes incertitudes entourant l'état du stock, le Groupe n'avait pas suffisamment confiance dans les résultats de l'évaluation pour changer la recommandation formulée précédemment à l'effet de limiter les captures à un maximum de 15.000 t.

### **10. Autres questions**

Afin d'avoir suffisamment de temps pour faire progresser les connaissances sur l'état du stock de l'Atlantique nord et sud, le Groupe recommande que la prochaine évaluation de l'espadon de l'Atlantique ne soit pas menée avant 2016.

### **11. Adoption du rapport et clôture**

Le Président a souligné l'important travail réalisé par les participants durant la réunion sur les méthodes/données tenue plus tôt au cours de l'année, pendant la période intersession et également lors de la réunion d'évaluation des stocks. Le Groupe a remercié le Président pour les travaux menés pendant la réunion. Le Dr Neilson a aussi adressé ses remerciements au Groupe pour son appui durant l'exercice de ses fonctions en tant que Coordinateur pour l'espadon et a souhaité bonne chance au nouveau Coordinateur, le Dr Miguel Neves dos Santos, pour l'exercice de ses nouvelles responsabilités. Le Groupe et le Président ont également remercié le Secrétariat pour l'utilité des travaux réalisés. Le rapport détaillé a été adopté pendant la réunion.

### **Références**

- Carruthers, T., et al. 2011. Integrating imputation and standardization of catch rate data in the calculation of relative abundance indices *Fisheries Research*. 109 (2011): 157-167.
- Gedamke, T., and J.M. Hoenig. 2006. Estimating Mortality from Mean Length Data in Non-equilibrium Situations, with Application to the Assessment of Goosefish. *Trans. Amer. Fish. Soc.* 135:476-487.
- ICCAT 2013, Report for Biennial Period, 2012-13, Part II, pp: 248-252.
- Mejuto, J., B. Garcia-Cortes, A. Ramos-Cartelle. 2013. Standardized catch rates in number of fish by age for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) of the Spanish longline fleet, for the period 1983-2011. *Coll. Vol. Sci. Pap. ICCAT. SCRS/2013/107*.
- Neilson JD., Smith S, Royer F, Paul SD, Porter JM, Lutcavage M. 2009. Investigations of Horizontal Movements of Atlantic Swordfish Using Pop-up Satellite Archival Tags. In: *Tagging and Tracking of Marine Animals with Electronic Devices* (Eds: Nielsen JL, Arrizabalaga H, Fragoso N, Hobday A, Lutcavage M, Sibert J). *Reviews: Methods and Technologies in Fish Biology and Fisheries*, Vol. 9, pp 145-159.
- Preece, A., R. Hillary, and C. Davies. 2011. Identification of candidate limit reference points for the key target species in the WCPFC. *WCPFC-SC7-2011/MI-WP-03*.
- Yokawa, K. 2010. CPUE standardization of south Atlantic swordfish caught by Japanese longliners in 1975-2007. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(1): 241-248.

# INFORME DE LA REUNIÓN DE 2013 DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE PEZ ESPADA DEL ATLÁNTICO

(Olhão, Portugal, 2-10 de septiembre de 2013)

## 1 Apertura, adopción del orden del día y disposiciones para la reunión

La reunión se celebró en el Centro del IPIMA, en Olhão, Portugal. Las disposiciones locales las organizaron el Dr. Miguel Neves dos Santos (próximo Coordinador del Grupo de pez espada) y el Dr. R. Coelho. El Dr. John Neilson, Presidente de la reunión dio la bienvenida a los participantes ("el Grupo") y presentó las disposiciones generales de la reunión. El Dr. Neilson procedió a revisar el orden del día, que se adoptó con algunos cambios (Apéndice 1). El Dr. Neilson recordó al Grupo que el orden del día estaba preparado para abordar los objetivos presentados en el Plan de trabajo de pez espada para 2013 aprobado por el SCRS en 2012 (véase ICCAT, 2013).

La lista de participantes se adjunta como **Apéndice 2** y la lista de documentos científicos presentados a la reunión se adjunta como **Apéndice 3**.

Los siguientes participantes actuaron como relatores de las diversas secciones del informe:

<i>Sección</i>	<i>Relatores</i>
1, 9, 10	J. Neilson
2	W. West
3	G. Diaz, H. Hazin
4	C. Brown, M. Neves dos Santos
5	G. Diaz, A. Domingo
6	J. Walter, K. Yokawa, A. Hanke
7	J. Walter, M. Kai, A. Hanke
8	L. Kell, A. Hanke
9	M. Neves dos Santos, J. Neilson
10	M. Neves dos Santos, J. Neilson

## 2 Examen de datos biológicos, incluida la información sobre marcado

El documento SCRS/2013/161 presentaba una hipótesis de un reciente traslado hacia el polo del pez espada en el Atlántico norte. Basándose en observaciones de tendencias opuestas en la abundancia de pez espada septentrional, el documento sugería la posibilidad de un traslado de la abundancia desde latitudes más cálidas y meridionales a latitudes más frías y septentrionales. Varios de los índices de abundancia observados cambiaban abruptamente de dirección, de negativo a positivo, mientras que otros mostraban un cambio opuesto. Los cambios observados en la dirección de los índices de abundancia se corresponden con cambios en las tendencias en el tamaño de la Piscina cálida del Atlántico (AWP), el cambio de signo de la Oscilación Multidecadal del Atlántico (AMO) y la Oscilación del Atlántico Norte (NAO). Para cuantificar una posible relación entre los cambios en la abundancia y los diversos índices medioambientales posibles, se ejecutó el modelo de evaluación sin la influencia de los datos medioambientales y se realizó una regresión de los residuos del ajuste a las CPUE de los diversos índices medioambientales (**Figura 1**). Teniendo en cuenta los sospechados límites de tolerancia a la temperatura del pez espada, es posible que o bien su hábitat preferido se ha movido hacia el norte o se ha movido su presa preferida o ambos. Se indicó además que el momento de la migración anual hacia el norte del pez espada se correspondía con el ciclo anual de la Piscina cálida del Atlántico (**Figura 2**).

El pez espada se captura generalmente en la parte fría de los frentes oceánicos, en contraste con algunos tiburones pelágicos que se encuentran en la parte cálida. Dado que los frentes oceánicos se desplazan, podemos asumir que el pez espada se moverá con el frente (cambio horizontal) o cambiará sus patrones de inmersión (cambio vertical) en respuesta. Por consiguiente, el Grupo discutió las posibilidades de un cambio o una expansión del stock en respuesta a factores medioambientales. Investigaciones adicionales sobre la profundidad de la Piscina cálida del Atlántico serían un añadido valioso, ya que el pez espada se sumerge y alimenta a gran profundidad. Los cambios observados en los índices de abundancia se basaban en los datos dependientes de las pesquerías que podrían no reflejar de forma precisa los cambios en la abundancia del stock, sino una correlación con un desplazamiento del esfuerzo. Esta hipótesis de variable medioambiental tiene implicaciones para los modelos de evaluación de stock espaciales y basados en el sexo y requiere consideración, a nivel de los índices de abundancia o en el modelo en sí mismo.

El documento SCRS/2013/151 presentaba el seguimiento horizontal de 21 peces espada marcados con marcas pop-up por satélite en el Atlántico norte oriental y central. El análisis de los movimientos horizontales evidenciaba patrones estacionales, en los que los peces se movían generalmente hacia el sur en el invierno y volvían a zonas tróficas templadas en primavera. Aunque los movimientos tenían lugar principalmente de forma latitudinal, el recorrido de los peces mostraba alguna conexión a lo largo del Atlántico norte. Los desplazamientos medios diarios estimados fueron  $24,68 \pm 19,51$  km · día<sup>-1</sup>, y podrían llegar ocasionalmente a una media de ~ 100 km · día<sup>-1</sup>. El recorrido registrado más largo alcanzó un total de más de 10.000 km. Los resultados preliminares sugieren que el pez espada muestra una notable versatilidad fisiológica, habitando aguas del Atlántico con SST que oscilan entre 10,1 y 28,6°C, y está sujeto a temperaturas medioambientales desde <4°C a 28°C, con cambios diurnos frecuentemente por encima de 15°C (media de  $9,25 \pm 5,69$ ). Los peces mostraban un patrón nictimerial claro en el comportamiento vertical, pudiendo alimentarse en la zona profunda durante el día y permaneciendo por la noche en la capa de mezcla. Los análisis estadísticos mostraban que no había diferencia espacio-temporal en el comportamiento de migración vertical, aunque esto puede deberse en parte a las limitaciones de los datos PSAT transmitidos. Esta información mejorará a medida que se disponga de nuevos datos PSAT y ayudará a formular los modelos de evaluación.

El Grupo agradeció los resultados retrospectivos del marcado acompañados por una descripción en vídeo de los movimientos horizontales. Se observaron los diversos movimientos latitudinales y longitudinales en relación con un estudio previo de marcado costero. Se llevarán a cabo análisis adicionales del perfil de temperatura vertical. El Grupo preguntó sobre la precisión de las ubicaciones estimadas y la posibilidad de hacer una identificación de sexos durante el marcado. Se instó a continuar el trabajo de marcado ya que tiene potencial para incluirse en modelos de evaluación de stock en un futuro.

El documento SCRS/2013/153 presentaba un estudio de la edad y el crecimiento del pez espada del Atlántico sur. Entre 2006 y 2013 se recopiló un total de 406 aletas anales de pez espada del Atlántico sur. Las aletas fueron clasificadas en tres tipos y el tipo A era el más común. Se analizaron diversas relaciones biométricas entre las mediciones de secciones de rayos y la longitud mandíbula inferior a la horquilla (LJFL). Se ha desarrollado un mejor enfoque de descripción de la interpretación de la edad del pez espada. Se estimaron para este stock las tallas medias por parámetros de crecimiento y edad ( $L_{\infty} = 358,65$ ,  $k = 0,092$ ,  $T_0 = -1,929$ ) utilizando el modelo estándar Von Bertalanffy, que mostraba el mejor ajuste en comparación con otros modelos VB. No se han obtenido resultados claros al aplicar pruebas de validación indirecta (tipo edge y MIR).

Los resultados retrospectivos reflejan la edad y el crecimiento en el pez espada del Atlántico norte. La separación por sexos en el diagrama será útil para observar la diferencia en las curvas de crecimiento. El Grupo preguntó si había una diferencia significativa entre los modelos de crecimiento de las hembras y los machos, ya que esto tendría implicaciones para los modelos de evaluación de stock basados en el sexo que actualmente agregan los sexos. Además, una diferencia en la mortalidad natural entre los sexos tendría la misma implicación. Los autores aún deben validar el trabajo realizado y aumentar los rangos de talla.

### **3 Examen de los datos de captura, lo que incluye captura por talla y tendencias de las pesquerías**

La Secretaría indicó que no hay actualizaciones de los datos de Tarea I y Tarea II a excepción de la inclusión de la tabla de Tarea I de las capturas de 2012 presentada por las CPC. Las capturas declaradas de 2012 para los stocks del norte y del sur ascendieron a 13.134 y 10.392,5 t, respectivamente (**Tabla 1**). El Grupo indicó que algunas CPC no habían declarado capturas para 2012 tanto para el stock del norte (8 CPC) como para el del sur (1 CPC). Para estas CPC, el Grupo acordó utilizar el valor medio de las capturas comunicadas para 2009-2011 como una estimación para 2012 con el fin de utilizarlas en las proyecciones (**Tabla 2**). Tras estimar las capturas que faltaban de 2012, la captura total ascendió a 14.038 t para el stock del norte y a 10.393 t para el del sur.

#### ***Descripciones de la pesquería***

***Sudáfrica:*** La pesca con palangre en aguas de Sudáfrica empezó en los 60 por parte de buques con pabellón extranjero que se dirigían al atún rojo del sur y al atún blanco. El interés por iniciar una pesquería local empezó en 1995, cuando los buques extranjeros se dirigían con éxito a los túnidos y los capturaban. En 1997 se realizó una pesquería experimental dirigida a los túnidos y el pez espada que posteriormente se convirtió en una pesquería formal en 2005. La pesquería es costera y los esfuerzos orientados al pez espada se concentran en la región del océano Índico sudoccidental (20°-30°S, 30°-40°E) y a lo largo de la plataforma continental sudafricana en el Atlántico sudoriental (30°-35°S, 15°-18°E). De media, 15 buques sudafricanos están activos en un año y se dirigen al pez espada buques de 20-30 m de eslora. Además, los buques con pabellón extranjero

capturan pez espada como captura fortuita. Las capturas alcanzaron un máximo en 2001 y 2002 y han ido descendiendo desde entonces con una media de <200 t por año en los últimos cinco años. El esfuerzo de la pesquería se controla y está restringido a 50 buques activos por año. De los 50 buques, se podía disponer de pocos permisos para dirigirse al pez espada (20) con el fin de reducir la presión, especialmente en el océano Índico.

Las descripciones de las pesquerías de otras CPC pueden encontrarse en el Informe de 2013 de la reunión de preparación de datos de pez espada del Atlántico.

## **4 Índices de abundancia relativa**

### **4.1 Índices de abundancia relativa - norte**

Las series disponibles de captura por unidad de esfuerzo (CPUE) fueron evaluadas por el Grupo durante la reunión de 2013 de preparación de datos de pez espada del Atlántico (SCRS/2013/015) y se identificaron algunos índices adecuados para su uso en modelos de evaluación (Japón, Portugal, Marruecos, Canadá 1 y 2, España específico de la edad y agregado por edades y Estados Unidos 1 y 2). Sin embargo, en algunos casos el Grupo había solicitado más aclaraciones o análisis adicionales. Durante la reunión de preparación de datos, el Grupo había decidido provisionalmente excluir los índices de Taipei Chino de los modelos de evaluación a la espera de más información sobre los cálculos de estandarización y los tratamientos de los datos sobre la especie objetivo. Por lo tanto, las discusiones iniciales se centraron en cualquier cambio o actualización a los índices desde la reunión de preparación de datos, así como en las respuestas a las preguntas planteadas durante la reunión de preparación de datos.

Los científicos españoles, portugueses y estadounidenses confirmaron que no había cambios o actualizaciones a los índices de sus pesquerías desde la reunión de preparación de datos. Durante dicha reunión el Grupo había expresado cierta inquietud respecto a la inclusión de una interacción año\*trimestre como efecto fijo en los índices marroquíes, ya que esto puede afectar a la estimación del efecto año (que es una aproximación para la abundancia relativa). El Grupo había recomendado que el autor intentara modelar la interacción como un efecto aleatorio. Ningún científico marroquí estaba presente en la reunión de evaluación, y no se había facilitado ningún índice nuevo. No obstante, el Grupo acordó de forma provisional utilizar los índices marroquíes en los modelos de evaluación.

Tal y como solicitó el Grupo, se revisó el índice japonés para el área 5 con el fin de incluir el primer periodo. Durante la reunión de preparación de datos, el Grupo había indicado que los palangeros japoneses cambiaban frecuentemente su configuración del arte en las zonas tropicales en los 90 debido a la rápida mejora de los materiales de los artes y que la configuración de los artes no había cambiado mucho en el Área 5 (zona templada del Atlántico noroccidental). Dado que los índices del Área 5 no reflejarían dichas grandes influencias por el cambio de la configuración del arte, en los modelos de evaluación se utilizaron los índices del Área 5.

Se presentaron nuevos índices canadienses en respuesta a la solicitud del Grupo de mover todas las interacciones con el efecto año al componente aleatorio del modelo de efectos mixtos y para solucionar posibles interacciones de año por cebo. En esta iteración se introdujeron la latitud y longitud como indicadores pero solo se mantuvo la latitud. El área se introdujo como efecto fijo y se introdujo también una interacción área-año en el componente aleatorio del modelo con pendientes separadas e interceptos estimados para los niveles de los anzuelos utilizados. Asimismo, se examinó una variación de esto que implicaba la estimación de pendientes e interceptos separados para cada nivel de cebo. Las estimaciones de los efectos de año eran similares a las documentadas en el documento y se determinó que las tendencias estimadas eran una función de cómo se margina el efecto de los factores no indicadores de la tendencia del stock. El método adoptado era establecer todos los indicadores continuos en su valor medio y los indicadores categóricos en el nivel asociado con la pesca de pez espada (área=4W; cebo=pez; trimestre=3; anzuelo=J). El Grupo recomendó que los datos desde 1962 (para los que hay pocos tamaños de muestra) fueran eliminados de los análisis; este análisis se llevó a cabo y los resultados se presentaron al Grupo para su inclusión en los modelos de evaluación. Además, el científico canadiense aclaró que los datos de la CPUE canadiense estaban estandarizados en un único modelo y que los resultados deberían considerarse como una serie de un índice único, con una laguna entre 1971 y 1978.

El Grupo consideró si podrían reconstruirse o no los índices estadounidenses como una serie única teniendo en cuenta la nueva información facilitada por los científicos de Estados Unidos respecto a que los análisis de las tasas de captura de los datos de observadores y las capturabilidades estimadas en ensayos preliminares del stock synthesis no pudieron detectar una diferencia estadística entre las tasas de captura utilizando anzuelos en J y anzuelos circulares (la razón para construir índices separados fue la introducción de medidas de ordenación nacionales que requerían el uso obligatorio de anzuelos circulares en 2004). Sin embargo, se indicó que la conclusión original de que el uso de anzuelos circulares (en combinación con cebo de calamar) reducía las tasas de captura procedía de un experimento controlado que permitía las comparaciones en paralelo de los tipos de anzuelo. Por tanto, el Grupo decidió mantener la separación entre USA 1 y USA 2.

El documento SCRS/2013/154 presentaba índices de abundancia derivados de los datos de la flota de palangre de Taipei Chino y el autor respondió a las inquietudes/preguntas planteadas por el Grupo durante la reunión de preparación de datos. Se confirmó que las CPUE estandarizadas del pez espada se calcularon usando la media de mínimos cuadrados de los efectos AÑO modelados. El autor aclaró también que se desarrollaron índices de abundancia separados para tres periodos (1967-1989, 1990-1999 y 2000-2012), y que la razón de que el índice que tiene en consideración la configuración del arte (por ejemplo, anzuelos por cesta) empiece en 2000 (en lugar de en 1995 cuando dichos datos empezaron a incorporarse en la base de datos) era que los datos sobre configuración del arte eran escasos durante el periodo 1995-1999. El Grupo agradeció las aclaraciones y la información adicional pero sin embargo mantuvo la recomendación de que los índices de Taipei Chino no se utilizaran para los modelos de evaluación del Atlántico norte considerando la cobertura espacial relativamente pequeña de los niveles de captura de esta flota en el Atlántico norte, especialmente en años recientes.

Los índices finales de CPUE, en biomasa, desarrollados por los científicos de las CPC se muestran en la **Tabla 3** y en la **Figura 3**. Para facilitar la comparación visual de las tendencias anuales, los valores dibujados de los índices fueron reescalados a la media de los años de solapamiento, es decir, las tendencias del índice individual estandarizado fueron ajustadas proporcionalmente al mismo nivel medio (1,0) en el periodo de mayor solapamiento (2006-2011). Dado que el USA 1 no incluye estos años, sus valores dibujados fueron reescalados de tal forma que sus valores medios durante el periodo 1997-2003 fueran iguales a la media total de los valores dibujados (reescalados) de los índices canadiense, portugués y español durante 1997-2003.

Durante la reunión de preparación de datos el Grupo había recomendado actualizar el índice combinado de biomasa para ejecutar el escenario de continuidad de la evaluación de stock de 2009. Los científicos de las CPC de las principales flotas palangreras que operan en el Atlántico norte (Estados Unidos, UE-España, Canadá, Japón, Marruecos y UE-Portugal) presentaron datos de captura y esfuerzo, con diferentes niveles de agregación, que la Secretaría utilizó para calcular el índice combinado (SCRS/2013/139). Como en pasados análisis, los efectos principales incluían: año, área, trimestre, una variable nación-operación reflejando las diferencias de arte y operativas que se cree que influyen en la capturabilidad del pez espada y una variable objetivo (basada en el porcentaje de peces espada en la captura) para tener en cuenta las mareas en las que las operaciones pesqueras variaban de acuerdo con la principal especie objetivo. El índice combinado se muestra en la **Figura 4**, reescalado a los índices finales específicos de la pesquería.

El Grupo consideró que, conceptualmente, este enfoque de estandarizar los datos de las principales pesquerías tenía el potencial de reflejar mejor la abundancia global del stock al compararlo con los índices elaborados a partir de datos de pesquerías individuales, dado que este enfoque global tendría mayores tamaños de muestra y una cobertura espacial más amplia y podría reflejar mejor los cambios en la disponibilidad local. Pero el potencial de este análisis podría verse dificultado por varios factores: (1) las observaciones generalmente tenían un nivel de agregación mayor que los datos originales que podrían estar disponibles para los científicos de las CPC, (2) el nivel de agregación era incoherente entre las flotas (es decir, por marea/categoría de arte/esfuerzo medio, por marea con arte/esfuerzo detallado recopilado por separado, por mes/categoría de arte/cuadrículas de 5x5), lo que tenía como resultado una representación desproporcionada de los datos y niveles incoherentes de esfuerzo representados por cada punto de datos y (3) la falta de información auxiliar, que podría estar disponible para los científicos de las CPC que están elaborando índices específicos de las flotas, a veces a nivel de lance, por medio de los programas de observadores o los cuadernos de pesca o procedente de fuentes externas teniendo en cuenta los datos más precisos de ubicación de los lances; dicha información auxiliar podría potencialmente reflejar mejor los cambios en la especie objetivo o la influencia de los factores medioambientales.

Como ocurrió durante la reunión de preparación de datos, se produjo una discusión sobre la conveniencia de incluir una variable explicativa (en este caso, la variable objetivo basada en categorías definidas a partir de la proporción de pez espada en la captura) que se deriva de (o está directamente relacionada con) la variable dependiente. La inquietud es que el modelo calculará que los cambios en las tasas de captura están causados por

cambios en el nivel de categoría de objetivo cuando, de hecho, los cambios en la abundancia pueden reflejarse en los niveles de captura que, a su vez, cambian la categoría de objetivo, independientemente de cualquier cambio en la estrategia de pesca. En dicho caso, el modelo de estandarización tendería a ajustar las tasas de captura elevadas hacia abajo y a elevar las tasas de captura bajas, enmascarando las tendencias subyacentes. Un punto de vista alternativo era que, a falta de información detallada sobre los cambios en la estrategia de pesca (como la configuración del arte o el cebo), la ratio de pez espada en la captura era la mejor forma de discriminar entre el esfuerzo dirigido a diferentes especies. Aunque el Grupo no llegó a un consenso sobre este punto, un nuevo análisis de estandarización de la sensibilidad llevado a cabo eliminando la variable objetivo tuvo como resultado esencialmente ningún cambio a las estimaciones del índice, y mostraba una reducción del intervalo de confianza.

Considerando la influencia del índice combinado en los resultados del modelo y el hecho de que durante algunos años se han observado diferencias sustanciales respecto al índice calculado para la última evaluación, el Grupo discutió cómo podría cuantificarse o describirse, en los resultados de la evaluación y en el asesoramiento de ordenación resultante, esta aparente incertidumbre. Para comprender mejor la fuente de estas diferencias, el Grupo solicitó un diagrama de las tasas de captura nominal calculadas a partir de las observaciones utilizadas para los cálculos del índice combinado de 2009 y para la evaluación actual (**Figura 5**).

Durante la reunión de preparación de datos, el uso de los datos derivados de los informes de desembarques de los comerciantes fue rechazado para el cálculo de los índices USA en favor de los datos derivados del programa de observadores, a pesar de que la serie temporal de datos recopilados por observadores era más corta. Los datos de observadores están disponibles a nivel de lances, e incluyen datos sobre muchas variables específicas del lance (por ejemplo, cebo, configuración del arte, etc.), pero se ha producido un cambio en el tiempo en la forma en que los datos de desembarques de los comerciantes son recopilados, desde un programa voluntario con un sesgo de selección (con una posible sobrestimación de las tasas de captura de la flota) hasta un programa obligatorio, con un vínculo con la información de los cuadernos de pesca sobre la ubicación y el arte que solo estaba disponible más tarde. A pesar de la decisión previa de que los datos de tasas de captura mejores y menos sesgados eran los del programa de observadores, las normas nacionales de Estados Unidos respecto a la confidencialidad de los datos impedían el envío de estos datos de desembarque (utilizados en la estandarización de los índices USA 1 y USA 2), lo que tenía como resultado datos potencialmente sesgados de la CPUE estadounidense. Los datos de desembarques de los comerciantes potencialmente sesgados incluían un número mucho mayor de observaciones tras la aplicación de los criterios de agregación mínima, al compararlos con los datos de observadores, aunque algunos datos no pudieron facilitarse debido a que debían excluir el estrato que no cumplía los requisitos de confidencialidad. El efecto de excluir el estrato con menor número de observaciones de desembarques de comerciantes no se conoce. Como ha recomendado en el pasado el SCRS, el Grupo continúa recomendando que se desarrolle algún mecanismo, bien dentro de las normas actuales de confidencialidad de ICCAT o mediante alguna modificación del sistema, para permitir que se compartan estos datos críticos de alta resolución (baja agregación).

Dado que no se disponía de los datos para calcular un índice combinado para el stock de pez espada del Atlántico sur, se desarrollaron índices combinados utilizando un enfoque que se ha empleado en otras evaluaciones de stock del SCRS (por ejemplo, túnidos tropicales, istiofóridos), en las que los valores del índice anual se calculan a partir de los índices estandarizados disponibles específicos de la pesquería, usando el logaritmo natural de los valores del índice anual como entrada en un GLM con la flota como efecto. Las medias de mínimos cuadrados resultantes se transforman de nuevo a la escala original para producir los valores del índice combinado. Este procedimiento permite también ponderar cada índice por el área de cobertura o la captura (**Tabla 4**).

Las diferencias entre los índices combinados elaborados de esta forma y los elaborados estandarizando las observaciones de captura y esfuerzo proporcionadas por las CPC, no pudieron evaluarse para el Atlántico sur. Para ayudar en la interpretación de los resultados en el Atlántico sur, a falta de un índice combinado elaborado a partir de las observaciones, el Grupo decidió llevar a cabo esta comparación para el Atlántico norte. Los índices elaborados mediante el enfoque GLM, sin ponderar, ponderados por área, y ponderados por captura, se muestran en la **Figura 6** junto con el índice combinado del caso de continuidad. Los diversos esquemas de ponderación tenían por lo general poco efecto entre los índices combinados GLM. Los índices combinados de continuidad y GLM eran similares en algunos casos, pero los valores GLM eran sensibles a casos en los que solo se disponía de un índice y el índice combinado de continuidad estima un valor mucho mayor para 1963. El Grupo observó que las diferencias en la información facilitada por los índices combinados GLM respecto al índice de continuidad parecían imitar la diferencia en la información entre los índices individuales y el índice de continuidad.

#### 4.2 Índices de abundancia relativa - sur

Se pusieron a disposición del Grupo seis conjuntos de datos de índices de abundancia relativa (Brasil, UE-España, Uruguay, Japón, Taipei Chino y Sudáfrica). Estos índices de CPUE se estandarizaron utilizando diversos enfoques analíticos, como se presentó durante la reunión de preparación de datos (Madrid, 3-10 de junio de 2013). En los siguientes documentos se presentan detalles sobre las series de datos y los métodos utilizados: SCRS/2013/098, Brasil; SCRS/2013/108, UE-España; SCRS/2013/101, Uruguay; SCRS/2013/109, Japón; SCRS/2013/098, Taipei Chino. Algunos de estos índices de abundancia relativa se presentaron en términos de la CPUE estandarizada en número, por lo tanto el Grupo solicitó a los científicos nacionales (Brasil, Japón y Taipei Chino) que convirtieran estos números en biomasa. Esta tarea se realizó multiplicando la CPUE anual estandarizada en número por el peso medio de la captura por talla facilitado por la Secretaría. Estas series de CPUE estandarizada (en peso) fueron posteriormente revisadas por el Grupo.

*Brasil:* Se hicieron mejoras al último índice de CPUE que tuvieron como resultado una reducción de la variabilidad interanual en el nuevo índice. Sin embargo, la variabilidad interanual continuaba (a saber, especialmente elevada en 2010) lo que podría ser el resultado de la naturaleza muy heterogénea de la flota brasileña en lugar de la verdadera tendencia de la biomasa. El Grupo cree que el incremento en el índice de abundancia de esta especie podría ser una representación excesivamente optimista de la tendencia reciente en la biomasa de pez espada del Atlántico meridional. Por lo tanto, el Grupo decidió no incluir esta serie en el proceso de evaluación de stock.

*UE-España:* La serie estandarizada presentaba una tendencia plana y bastante estable en el periodo 1989-2011. El Grupo decidió incluir esta serie en el proceso de evaluación de stock.

*Uruguay:* Se presentó una actualización de la tasa de captura estandarizada del pez espada capturado por la flota de palangre uruguayo en el Atlántico sudoccidental entre 1982 y 2012. Como se sugirió durante la reunión de preparación de datos y se hizo durante la evaluación de stock de pez espada anterior, la serie de CPUE se separó en dos periodos (1982-1992 y 1993-2011) debido a un cambio en la especie objetivo en 1992. Además, dado que se han producido cambios en la dinámica de la flota que ocurrieron después de 2010 debido a conflictos laborales y a cambios en las demandas del mercado que produjeron una brusca reducción en el esfuerzo pesquero, el Grupo decidió no incluir los años 2010 a 2011 en esta serie con miras al proceso de evaluación de stock.

*Japón:* En la última evaluación de stock de pez espada (2009), Japón presentó la CPUE estandarizada para el pez espada del Atlántico sur con la serie temporal dividida en dos series separadas (1975-1989 y 1990-2007) dado que se habían producido cambios operativos claros (cambios en la configuración del arte para el calado más profundo en el segundo periodo) (Yokawa, 2010). En la reunión de preparación de datos de julio de 2013, Japón solo actualizó la última parte de la serie temporal de CPUE (1990-2012) ya que no se disponía de nueva información para la primera parte de la serie temporal. El Grupo convino también en incluir la primera parte de la serie (1975-1989) en el ensayo del caso base dado que ya había sido revisada y adoptada en la última evaluación de stock de 2009. Los científicos nacionales sugirieron también la eliminación de los años 1990 y 1991 de la serie temporal ya que estos años podrían no estar bien representados. A causa de una posible contaminación en los datos debido a los descartes en el norte (en las proximidades del límite del stock en 5°N), el Grupo decidió excluir los datos correspondientes al periodo 2000-2005 y al área al norte de 15°S (zona septentrional) de la serie de CPUE estandarizada con miras al proceso de evaluación de stock.

*Taipei Chino:* El documento SCRS/2013/155 presentaba una versión actualizada de la tasa de captura estandarizada del pez espada capturado por la flota de palangre de Taipei Chino en el Atlántico sudoccidental entre 1967 y 2012, tal y como había solicitado el Grupo. La serie se dividió en 3 series diferentes correspondientes a los periodos de 1967-1989, 1990-1999 y 2000-2012, debido a cambios en la pesquería (menor profundidad de calado en los primeros años, a un desplazamiento del caladero hacia la zona tropical como resultado de un cambio en la especie objetivo al patudo) y al tipo de datos disponibles (por ejemplo, el número de anzuelos por cesta solo está disponible desde 2000). El Grupo decidió utilizar esta serie como ensayo de análisis de sensibilidad para el proceso de evaluación de stock.

*Sudáfrica:* El documento SCRS/2013/159 presentaba una tasa de captura estandarizada del pez espada (en número) capturado por la flota de palangre de Sudáfrica en el Atlántico sur entre 1998 y 2012. El análisis utilizaba un enfoque de modelación GLM, que utilizaba como variables explicativas: año, mes, número total de anzuelos por lance, ubicación de la captura, pabellón, especie objetivo y tamaño del buque (LOA). El Grupo reconoció los esfuerzos realizados y recomendó más mejoras de la formulación del modelo y de las predicciones para extraer el factor año del índice estandarizado. Por lo tanto, el Grupo decidió no incluir esta serie en el proceso de evaluación de stock.

Las series de CPUE estandarizadas presentadas mostraban tendencias diferentes y una alta variabilidad que indica que por lo menos algunas de ellas no reflejan adecuadamente las tendencias de abundancia del stock. Los índices disponibles se resumen en la **Tabla 5** y la **Figura 7**. Para facilitar la comparación visual de las tendencias anuales, los índices se escalaron a la media de los años de solapamiento.

Se realizaron dos índices combinados (resumidos en la **Tabla 6** y la **Figura 8**), uno excluyendo Brasil y otro excluyendo las series de datos tanto de Brasil como de Taipei Chino. Para facilitar la comparación visual de las tendencias anuales, los índices se escalaron a la media de los años de solapamiento. El GLM para el índice combinado de CPUE se ponderó por las cuadrículas de 5°x5° de la zona pescada por cada flota en cada año. El índice se calculó como el índice de la media de cuadrados mínimos transformada de nuevo a la escala original con el sesgo corregido (estimado en escala logarítmica). Para el índice combinado, que solo excluía la serie de datos de Brasil, el error estándar para la transformación a la escala original se tomó como la media geométrica de los tres últimos años de tal forma que el error estándar extremadamente alto de la estimación de 1967 tuviera menos influencia en la media.

## **5 Métodos y otros datos pertinentes para la evaluación**

En la reunión de preparación de datos de pez espada del Atlántico de junio de 2013 el Grupo de especies de pez espada respaldó los esfuerzos para incorporar más datos disponibles sobre pez espada en el proceso de evaluación utilizando otras plataformas de evaluación además del modelo de producción excedente ASPIC utilizado en evaluaciones anteriores. El Grupo examinó los datos y las plataformas disponibles y consideró también la experiencia necesaria para ejecutar los modelos de evaluación disponibles. El Grupo recomendó que además de ASPIC, la evaluación utilice también los modelos Stock Shynthesis (SS3) y el modelo bayesiano de producción excedente (BSP2). La incorporación de estos dos modelos en el proceso de evaluación permitiría utilizar las distribuciones previas derivadas de la información sobre el ciclo vital, los datos medioambientales, las tallas y las CPUE específicas de la edad.

El Grupo discutió la posibilidad de incluir los datos de 2012 para estimar la situación del stock incluso aunque el Plan de trabajo de 2012 para el pez espada indicara que la evaluación de stock se llevaría a cabo solo con datos hasta 2011. Se acordó que el Grupo no debería apartarse del Plan de trabajo de 2012 y, por tanto, llevar a cabo la evaluación de stock con datos hasta 2011. Sin embargo, el Grupo acordó también llevar a cabo algunos ensayos exploratorios incluyendo 2012, no con el objetivo de proporcionar asesoramiento sobre ordenación sino de evaluar la tendencia actual del stock.

### **5.1 Norte**

#### **5.1.1 Modelo de producción ASPIC**

El Grupo señaló que durante la evaluación de 2009 el parámetro  $B_1/K$  se fijó en el valor de 0,85 porque los esfuerzos para estimar este parámetro tuvieron como resultado la no convergencia del modelo para el stock septentrional. Como parte de un caso de continuidad, el Grupo acordó fijar el parámetro  $B_1/K$  en el mismo valor usado en la última evaluación. Sin embargo, dado que los ensayos preliminares alcanzaron la convergencia del modelo mientras se estimaba  $B_1/K$ , el Grupo acordó estimar todos los parámetros en los demás ensayos de ASPIC. El Grupo acordó también proyectar el modelo ASPIC usado en la evaluación de 2009 con las capturas declaradas de 2009, 2010 y 2011 para compararlo con los resultados de la evaluación actual.

Al aplicar modelos de producción al pez espada del Atlántico norte, el Grupo utilizó el modelo dinámico (no equilibrio) (ASPIC v5.55) adoptado previamente por el SCRS para diversas especies, incluyendo el pez espada. Esta versión de ASPIC está parametrizada en términos de RMS, K y  $B_1$  (primer año)/K. El modelo se formuló igual que en las evaluaciones de 1994, 1996, 1999, 2002, 2006 y 2009 del siguiente modo: las especificaciones iniciales de los modelos fueron las siguientes: (i) la biomasa de 1950 ( $B_0$ ) limitada para que fuera igual a



0,875\*K (equivalente a  $1,75*B_{RMS}$ ) o  $B_0$  estimada, estimándose otros parámetros como RMS, K y los coeficientes de capturabilidad; (ii) supuesto del modelo de producción logística y (iii) optimizar el modelo condicionado por la captura. Se utilizó la minimización de los valores mínimos absolutos. En evaluaciones previas, se llevaron a cabo varios análisis de sensibilidad para evaluar la sensibilidad a este y otros factores. Otras especificaciones del modelo como el criterio de convergencia, la búsqueda de soluciones, los reinicios durante la optimización y los valores iniciales para los parámetros se presentan en la **Tabla 7** (Archivo de entrada de ASPIC).

Los datos utilizados en el modelo de producción ASPIC y en los análisis de sensibilidad fueron la captura total declarada del Atlántico norte desde 1950 hasta 2011, incluyendo los descartes estimados de peces muertos (**Tabla 7**) y el índice en biomasa de la CPUE combinada del SWO-N descrito en el apartado 4.1 (**Figura 4**). En esta evaluación se realizaron varios análisis de sensibilidad para evaluar el efecto en el modelo de las diferentes entradas de datos en el índice. La **Tabla 8** y la **Tabla 9** resumen los escenarios de sensibilidad considerados durante la evaluación, considerando brevemente un índice único o índices de múltiples flotas, fijando o estimando todos los parámetros. Otros análisis de sensibilidad incluían protocolos estándar para los análisis retrospectivos, los análisis de verificación cruzada y la evaluación del supuesto del parámetro forma para el modelo de producción excedente.

Cabe destacar que los modelos de producción de biomasa agregada asumen que las series de entrada de CPUE son proporcionales a la biomasa con algún grado de variación aleatoria y que ambos pueden arrojar resultados engañosos cuanto este supuesto se infringe. Se asumió que los índices de biomasa estaban distribuidos lognormalmente.

El Grupo consideró cinco ensayos alternativos (**Tabla 10**): 1) un ensayo utilizando un índice único estandarizado con los datos combinados de UE-España, Estados Unidos, Canadá, UE-Portugal y Japón ajustado con la función logística a la captura total en el que  $B_1/K$  se estimaba libremente; 2) un ensayo de continuidad configurado como en el ensayo 1 pero con  $B_1/K$  fijado en 0,85 (como en 2009), 3) una variante del ensayo 1 utilizando un modelo de producción excedente de Fox, 4) una variante del ensayo 1 utilizando índices sin ponderar separados que fueron estandarizados juntos y ajustados a la captura respectiva de cada pabellón y 5) un ensayo usando 7 índices sin ponderar (incluidos Marruecos y Estados Unidos separados) estandarizados por pabellón y ajustados a la captura respectiva por pabellón usando un modelo de producción excedente logístico.

### 5.1.2 Modelo de producción excedente bayesiano

En el documento SCRS/2013/100 se presenta una descripción completa de la metodología BSP aplicada al pez espada del Atlántico norte y sur.

Para el ensayo del caso base BSP para el pez espada del Atlántico norte, todas las entradas, supuestos y especificaciones se basaban en la mejor información disponible y en la práctica más común con el BSP en el contexto de las aplicaciones de evaluación de stock del BSP. La siguiente lista resume las especificaciones clave para las aplicaciones del caso de estudio del pez espada del Atlántico norte.

- Se aplicaron enfoques de tablas de mortalidad de Monte Carlo/matriz de Leslie para desarrollar una distribución previa para  $r$  para el pez espada del Atlántico norte utilizando datos del ciclo vital de la reunión de preparación de datos de 2013 y del sitio web de ICCAT (véase el Apéndice A en el SCRS/2013/100 para más detalles).
- Para el norte, el índice de la tendencia del stock era el índice de la tendencia del stock producido por la Secretaría utilizando la estandarización GLM que es coherente con la práctica común desde aproximadamente 1989.
- La función de verosimilitud de los datos del índice de abundancia seguía una distribución lognormal como fue aplicada en el ensayo BSP de la evaluación de stock de 2009 del pez espada del Atlántico norte (ICCAT, 2010).
- Función de producción excedente de Schaefer ( $B_{RMS}/K=0,5$ ) (como en ICCAT 2010).
- La media de la distribución previa  $p_0$  ( $B_{1950}/K$ ) para el norte era 0,875, prior  $SD(\log(p_0))=0,25$  como se aplicó en el ensayo BSP en la evaluación de pez espada del Atlántico norte de ICCAT (2009).

- Para el pez espada del Atlántico norte, la desviación estándar en las desviaciones del error de proceso ( $\sigma_{\text{process}}$ ) se estableció en 0,05 ya que hubo muy pocas desviaciones respecto a las predicciones del modelo, que eran mucho mayores que este valor para la mayoría de la serie temporal y aparte de la primera década no hay una correlación de series perceptible en las desviaciones de los ajustes del modelo a los datos.
- Una distribución previa uniforme sobre  $K$  y una distribución previa no informativa para  $q$
- La autocorrelación del Desfase 1 con el coeficiente de autocorrelación,  $\rho$ , establecido en 0,5 empieza en 2012 (véase Stanley *et al.*, 2009 para las ecuaciones).
- Para el norte, el CV para el índice combinado de la tendencia del stock se obtuvo mediante una reponderación iterativa, con un error de observación fijo de la imprecisión de la encuesta y componentes del error de proceso determinados ajustando el modelo BSP a los datos para encontrar los valores de parámetro que producen la máxima densidad posterior (mpd).

Se llevaron a cabo pruebas de sensibilidad para evaluar el efecto de los supuestos del modelo de evaluación de stock sobre los resultados del estado del stock y de la proyección. En la **Tabla 10** se facilita un resumen de los ensayos adicionales del modelo llevados a cabo para el pez espada del Atlántico norte, y a continuación se facilita una breve descripción de cada análisis.

*Distribución previa para  $r$  y  $K$ :* Para evaluar la sensibilidad de los resultados del modelo a las distribuciones previas para los parámetros clave  $r$  y  $K$ , se llevaron a cabo dos ensayos adicionales; uno con una distribución previa de  $K$  en la escala logarítmica y otra con una distribución previa lognormal de  $K$  con una media de 200.000  $t$  y una desviación estándar en la escala logarítmica de  $K$  de 0,8. Se llevaron también a cabo ensayos con una media alta de distribución previa para  $r$  y una media baja de distribución previa para  $r$ . La distribución previa baja para  $r$  se obtuvo aplicando una media de distribución previa para  $r$  (0,28) que era dos tercios de la media de la distribución previa del caso de referencia, mientras que la distribución alta para  $r$  se obtuvo utilizando una media de distribución previa (0,56) que era un tercio más elevada que la media de distribución previa del caso de referencia (0,42). Los CV de la distribución previa se mantuvieron constantes en 0,39. Para evaluar los efectos conjuntos de  $r$  y  $K$ , se llevaron a cabo otros dos ensayos (véase la **Tabla 11**).

*Incertidumbre respecto a la desviación estándar (SD) en el error de proceso ( $\sigma_p$ ) y desviaciones en la biomasa del stock anual:* Debido a tener solo una serie temporal de abundancia, no es posible estimar conjuntamente  $\sigma_p$  y la desviación estándar en el error de observación para los diferentes índices de abundancia ( $\sigma_p$ ). Por tanto, evaluamos la sensibilidad de los resultados cuando se aplica un valor superior e inferior para  $\sigma_p$ . Los valores aplicados en este análisis de sensibilidad fueron 0,005, 0,01, 0,05, 0,075, 0,10 y 0,15.

*Incertidumbre en la forma de la función de producción excedente:* No es posible típicamente estimar el tercer parámetro en las funciones de producción excedente generalizadas como en los modelos de Fletcher o Pella Tomlinson (Quinn y Deriso, 1999). Es común, por tanto, aplicar solo el modelo de producción excedente de Schaefer para el que  $B_{RMS}/K$  se ha fijado en 0,5. McAllister *et al.* (2000) proporcionan una variante de la función de producción de Fletcher que puede incorporar una distribución previa informativa para  $r$  y evita la pendiente infinita en el origen de las funciones de Fletcher y Pella Tomlinson cuando  $B_{RMS}/K$  se acerca y cae por debajo de  $1/e$  (aproximadamente 0,368). Los paquetes de software original de BSP y de BSP2 actualizado incluyen esta variante del modelo Fletcher. Evaluamos la sensibilidad de los resultados a establecer  $B_{RMS}/K$  en 0,1, 0,2, 0,3, 0,4 y 0,6.

Para los análisis de diagnóstico se llevaron a cabo tres conjuntos diferentes de ensayos del modelo. En un conjunto, se evaluó la influencia de cada serie temporal de CPUE dejando fuera una serie temporal cada vez cuando el modelo se ajustó a las seis series de CPUE por pabellón. En un segundo conjunto de ensayos, se evaluó la influencia de cada año reciente de datos en los resultados ajustando el modelo a los datos de la CPUE eliminando un año de datos de CPUE cada vez. El modelo se proyectó hasta el último año con datos (2011) utilizando los registros de captura para probar las predicciones del modelo con las obtenidas cuando el modelo se ajustó a todos los años de datos. Estos conjuntos de ensayos de diagnóstico se llevaron a cabo para los ensayos con el índice de CPUE combinado y el conjunto de índices por pabellón.

Para un tercer conjunto de análisis de diagnóstico, se llevaron a cabo ensayos post-modelo, pre-datos utilizando algunas distribuciones previas diferentes para  $K$ , con el fin de evaluar el efecto de ejecutar el modelo con las distribuciones previas y los datos de captura sobre las distribuciones de resultados del modelo para las cantidades clave de interés. Se representan los pdf marginales previos y posteriores de  $r$  y  $K$  para mostrar el alcance al que se han actualizado las distribuciones previas ajustando el modelo a los datos.

Para los resultados basados en el factor bayesiano, obtenidos tras ajustar el modelo a los datos en los diferentes análisis de sensibilidad, se permitió la posibilidad de actualizar las especificaciones del caso de referencia. Se aplicaron criterios conservadores para actualizar las especificaciones del caso de referencia con el fin de reducir la posibilidad de hacer cambios numerosos o excesivamente frecuentes o cambios poco justificados que podrían ser resultado de variaciones aleatorias en los datos cuando las especificaciones del caso de referencia son, en realidad, aproximaciones mejores que las especificaciones alternativas. Consideraríamos sugerir una revisión de las especificaciones del caso de referencia solo si hay un gran peso de evidencias (por ejemplo, un factor bayesiano de menos de 1/50 (véase más abajo)) contra las especificaciones del caso de referencia en comparación con las especificaciones alternativas más creíbles para algunos componentes del modelo) en los resultados de la distribución posterior.

### 5.1.3 Stock Synthesis

Basándose en los datos presentados en la Reunión de preparación de datos de pez espada de 2013, el modelo SS se configuró usando diez pesquerías de palangre y una de "otros". Las pesquerías de palangre eran de UE-España, Estados Unidos, Canadá, Japón, UE-Portugal, Taipei Chino y Marruecos (algunas pesquerías fueron separadas). Estas pesquerías respondieron de forma colectiva del 92% de los desembarques totales de pez espada del norte, y el resto de países y artes responden del restante 8%. La configuración SS utiliza una temporada, un área y dos sexos. Las decisiones de esta dimensión se basaron en abordar el objetivo de añadir integralidad pero de una forma parsimoniosa y "como primer paso" para no sobreparametrizar innecesariamente el modelo.

Las observaciones directas de edad por talla facilitadas por Venezuela se utilizaron para estimar los parámetros de crecimiento. La mortalidad natural para las hembras se fijó en 0,20 por año y se estimó para los machos. La madurez se estableció en el 50% a edad 5 y en el 100% posteriormente. La fecundidad se hizo como una función del peso corporal.

Se disponía de muestras de talla por sexo para las ocho pesquerías desde aproximadamente 1978 a 1998. Después de 1998 solo se disponía de tallas unisex. La ratio de sexos por talla de los programas de observadores de Canadá y Estados Unidos se utilizó para estas flotas para los años sin tallas específicas del sexo. Los pesos corporales medios de peces de Canadá y Estados Unidos (peces observados, retenidos) se utilizaron en el ajuste (estas pesquerías eran las únicas disponibles).

Los descartes se tomaron de las tablas de Tarea I facilitadas en la reunión de preparación de datos. Para aquellas CPC que declararon "importantes" descartes muertos (Estados Unidos y Canadá) se asumió una mortalidad tras la liberación del 100% (para hacer corresponder los descartes exactamente). Para aquellas CPC que no declararon descartes a ICCAT, no se consideraron los descartes.

Se utilizó la reponderación de la varianza en la serie temporal de CPUE, así como los datos de composición por tallas acordes con las estimaciones producidas a partir de un ensayo inicial del modelo.

El Grupo investigó diversas configuraciones diferentes del modelo. Las tres configuraciones del modelo utilizadas para describir el rango del posible estado del stock de pez espada del norte en 2011 se eligieron para representar la variación en dos supuestos principales de la configuración base. Eran permitir la selectividad de forma cóncava en algunas flotas frente a la selectividad asintótica para todas las flotas, la inclusión y exclusión de la covarianza medioambiental (piscina cálida del Atlántico) en la capturabilidad de algunas flotas respecto a las series temporales de CPUE asociadas y un valor fijo o estimado para la inclinación.

La selectividad se hizo basada en la talla con todas las edades (0-25) disponibles. Se consideraron dos configuraciones de selectividad: (1) se permitió la selectividad cóncava para UE-España, Estados Unidos y Marruecos y se asumió la selectividad asintótica para Canadá, Japón, UE-Portugal, Taipei Chino y "otros", (2) se forzó a ser asintótica para todas las flotas. La CPUE española específica de la edad se modeló como una función con edad y con todas las longitudes disponibles. Aparentemente dirigido por los residuos del ajuste respecto a las reglamentaciones legales de talla mínima, el parámetro de selectividad pico de varias pesquerías se hizo variable con el tiempo antes y después de 1990, cuando se adoptó la reglamentación sobre talla mínima de 125 cm. Los ajustes a las composiciones de talla que podrían beneficiarse obviamente de este bloqueo eran UE-España, Estados Unidos y Canadá.

La capturabilidad anual para las flotas de Estados Unidos, Canadá y Japón, así como las CPUE españolas específicas de la edad se modelaron con dos configuraciones: (1) se forzaron a ser constantes cada año y (2) se las hizo desviarse según el tamaño anual de la piscina cálida del Atlántico (AWP). Esta decisión se basó en las conclusiones extraídas del trabajo presentado en la reunión (SCRS/2013/161).

Una relación de stock reclutamiento de Beverton-Holt fue bien (1) asumida con el máximo reclutamiento y la inclinación estimada con una distribución previa de 0,83, una desviación estándar de 0,11 y asumiendo una distribución completa beta o (2) fijada en un valor de 0,83. Cuando se estimó, la inclinación tendía a tocar el límite superior por lo que se fijó en 0,83 para que fuera coherente con el valor que se usó para desarrollar la distribución previa para los demás modelos que se están considerando.

## 5.2 Sur

### 5.2.1 Modelo de producción ASPIC

El Grupo usó una versión actualizada del modelo de producción excedente en no equilibrio ASPIC (versión 5.34.6 de las herramientas del NMFS, cabe señalar que para las proyecciones se utilizó ASPICP.EXE, versión 4.13) adoptado por el SCRS para diversas especies, incluido el pez espada. Se utilizaron los datos de 1956 a 2011 como valores de entrada para el modelo. Las flotas incluidas de forma separada en el análisis inicial fueron Brasil, Taipei Chino (3 índices separados), Japón (2 índices), UE-España y Uruguay (2 índices) (Sección 4.2). El índice de abundancia de la flota brasileña se convirtió de número de ejemplares a peso utilizando el peso medio de los archivos de captura por talla (Tarea II). Los desembarques para aquellas flotas para las que no se habían estimado índices de abundancia se añadieron a los desembarques de la flota japonesa de palangre. Los ensayos del modelo siguieron las mismas especificaciones utilizadas en la evaluación de 2006 (Anon. 2007b), el parámetro  $B_1/K$  se fijó en 0,875 y los valores finales de RMS y K fueron estimados por el modelo. El modelo se ajustó utilizando la función objetivo de la suma cuadrática.

El Grupo decidió también usar dos índices combinados como valor de entrada para el modelo ASPIC tal y como se describe en la sección 4. El caso base incluía las flotas enumeradas anteriormente y sus índices de abundancia asociados tal y como se describe en la sección 4.2. For runs where an index was dropped, the catch was attributed to Japan. Los resultados no fueron sensibles a este método.

- 7) El ensayo de sensibilidad con 8 índices de abundancia individuales ponderados de forma igual incluyendo el índice de Taipei Chino.
- 8) Ensayo con 5 índices de abundancia individuales sin incluir el índice de Taipei Chino.
- 9) Índice de biomasa combinado (estimado con Taipei Chino) ponderado por zona pescada.
- 10) Índice de biomasa combinado (estimado sin Taipei Chino) ponderado por zona pescada.
- 11) Como en el ensayo 1 pero con  $B_1/K$  sin fijar y
- 12) Como en el ensayo 2 pero con  $B_1/K$  sin fijar. Para los ensayos en los que se eliminó un índice, la captura se atribuyó a Japón.

La razón de elegir los ensayos con el índice separado, con y sin Taipei Chino, se basaba en la decisión de la reunión de preparación de datos de que este índice debería considerarse como un ensayo de sensibilidad. Se aplicó la misma razón para construir el índice combinado con y sin el índice de Taipei Chino. La decisión de ponderar igual índices separados se basó en un supuesto *a priori* pero *ad hoc* de que cada índice podría reflejar de la misma manera las tendencias de abundancia del stock. La decisión de fijar  $B_1/K$  se basó en una decisión similar para el Atlántico norte cuando  $B_1/K$  no pudo estimarse.  $B_1/K$  se estimó para los ensayos 5 y 6 y se elaboraron los perfiles de verosimilitud para  $B_1/K$ . Además, se exploró la sensibilidad de los resultados del modelo a los valores de  $B_1/K$ .

### 5.2.2 Modelo de producción excedente bayesiano

A continuación se enumeran las especificaciones para el ensayo del caso de referencia para el pez espada del Atlántico sur:

- Se calculó una distribución previa separada para  $r$  para el pez espada del Atlántico sur, que era diferente de la del pez espada del Atlántico norte, basándose en los parámetros del ciclo vital obtenidos en la reunión de preparación de datos del pez espada Atlántico utilizando el mismo enfoque que para el norte (véase SCRS/2013/100).

- Dado que los índices de abundancia no eran informativos respecto a la capacidad de transporte del pez espada del Atlántico sur, la distribución previa para  $K$  para el pez espada del Atlántico sur se formuló utilizando la distribución posterior para  $K$  del ensayo del caso base del pez espada del Atlántico norte. Se formuló una hipótesis nula en la que la capacidad de transporte por unidad de área de superficie del mar en el rango del pez espada del Atlántico sur se suponía que era la misma que para el pez espada del Atlántico norte. El área de hábitat en términos del número de cuadrículas de  $5^{\circ} \times 5^{\circ}$  para el pez espada del Atlántico norte y sur se cuantificó tras consultar con los biólogos de pez espada que participaban en la reunión de evaluación de stock. El número de cuadrículas de  $5^{\circ} \times 5^{\circ}$  obtenido fue de 130 en el Atlántico norte y de 130 en el Atlántico sur. La distribución previa para  $K$  para el pez espada del Atlántico sur se obtuvo por tanto utilizando la distribución posterior para  $K$  obtenida en el ensayo del caso de referencia para el pez espada del Atlántico norte.
- Para el sur, el conjunto de índices del caso de referencia incluía los índices español, japonés temprano, japonés tardío, uruguayo temprano y uruguayo tardío. Debido a la incapacidad de ajustar el modelo a cualquier serie de CPUE que incluyera el índice brasileño, este índice no se incluyó en el ajuste del modelo BSP.
- El valor medio de la distribución previa para  $B_{1950}/K$  para el norte era de 1, prior  $SD(\log(B_{1950}/K_0))=0,25$  como en ICCAT (2009).
- El valor medio de la distribución previa para el pez espada del Atlántico sur se estableció en 1, ya que los registros de captura de los 50 eran de solo unas pocas toneladas y eran muy inferiores en magnitud a los valores de biomasa de captura anuales en el Atlántico norte para este primer periodo.
- Para el norte, la desviación estándar (SD) en el error de proceso  $SD_{\text{process error}}$  se estableció en 0,1, ya que los datos del índice de abundancia eran menos informativos acerca de las tendencias del stock y había más incertidumbre en la dinámica anual para el pez espada del Atlántico sur que para el pez espada del Atlántico norte.
- En todos los demás aspectos, las especificaciones para el ensayo del caso de referencia para el pez espada del Atlántico sur eran idénticas a las especificaciones del caso base para el pez espada del Atlántico norte.

Se llevaron a cabo pruebas de sensibilidad para evaluar el efecto de los supuestos del modelo de evaluación de stock sobre los resultados del estado del stock y de la proyección. En la **Tabla 12** se facilita un resumen de los ensayos adicionales del modelo llevados a cabo para el pez espada del Atlántico sur, y a continuación se facilita una breve descripción de cada análisis.

*Distribución previa para  $r$  y  $K$ :* Para evaluar la sensibilidad de los resultados del modelo a las distribuciones previas para los parámetros clave  $r$  y  $K$ , se llevaron a cabo ensayos adicionales: en primer lugar se aplicó una distribución previa uniforme para  $K$  en escala logarítmica para evaluar la cantidad de información en los datos de CPUE para la capacidad de transporte. Para evaluar la sensibilidad de los resultados a la distribución previa informativa para  $K$  que se aplicó para el pez espada del Atlántico sur, la media de la distribución previa para  $K$  del caso de referencia se ajustó un 50% menos y un 150% más. Se llevaron también a cabo ensayos con una media alta de distribución previa para  $r$  y con una media baja de distribución previa para  $r$ . La distribución previa baja para  $r$  se obtuvo aplicando una media de distribución previa para  $r$  (0,28) que era dos tercios de la media de la distribución previa del caso de referencia, mientras que la distribución previa alta para  $r$  se obtuvo utilizando una media de distribución previa (0,56) que era un tercio más elevada que la media de distribución previa del caso de referencia (0,42). Los CV de la distribución previa se mantuvieron constantes en 0,39 (**Tabla 12**).

Para los análisis de diagnóstico se llevaron a cabo tres conjuntos diferentes de ensayos del modelo. En un conjunto, se evaluó la influencia de cada serie temporal de CPUE dejando fuera una serie temporal cada vez cuando el modelo se ajustó a las seis series de CPUE. En un segundo conjunto de ensayos, se evaluó la influencia de cada año reciente de datos en los resultados ajustando el modelo a los datos de la CPUE eliminando un año de datos de CPUE cada vez. El modelo se proyectó hasta el último año con datos (2011) utilizando los registros de captura para probar las predicciones del modelo con las obtenidas cuando el modelo se ajustó a todos los años de datos. Estos conjuntos de ensayos de diagnósticos se llevaron a cabo para los ensayos con el conjunto de índices sin el índice brasileño y la serie de CPUE de Taipei Chino. Se llevó a cabo un conjunto de ensayos para el ensayo con una distribución previa uniforme sobre  $K$  para evaluar cuán sensibles eran los resultados a eliminar un punto de datos cada vez sin limitación sobre el parámetro  $K$ . El segundo conjunto de análisis retrospectivos se llevó a cabo utilizando la distribución previa informativa para  $K$  que se formuló usando la distribución previa desarrollada a partir de la  $K$  por área unitaria para el pez espada del Atlántico norte (caso de referencia). Esto se hizo para evaluar si el uso de una distribución previa informativa daba lugar a patrones retrospectivos.

En un tercer conjunto de ensayos de diagnóstico, se llevaron a cabo ensayos pre-datos y análisis post-modelo utilizando diferentes distribuciones previas para  $K$  con el fin de evaluar el efecto sobre las distribuciones de resultados del modelo de ciertas cantidades clave de interés. Se realizó una representación gráfica de los resultados del modelo.

Las **Tablas 13 y 14** presentan una evaluación de los métodos aplicados para las evaluaciones de pez espada del Atlántico norte y sur.

## 6 Resultados de la situación del stock

El estado del stock se basa en los datos e índices de abundancia hasta 2011 inclusive y el estado del stock tiene como referencia el año 2011.

### 6.1 Situación del stock - Norte

Se utilizaron tres plataformas de evaluación de stock para determinar el estado del stock para el pez espada del Atlántico norte, ASPIC, BSP2 y SS3.

#### 6.1.1 Modelos de producción

##### 6.1.1.1 Diagnósticos ASPIC

El Grupo consideró cinco ensayos alternativos (**Tabla 8**). Tanto el ensayo 1 como el ensayo 2 demostraron realizar estimaciones similares de los parámetros y las tendencias en  $B$ ,  $F$ ,  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$ . Estos ensayos presentaban trayectorias del stock coherentes con la evaluación de 2009. El ensayo 4 tenía trayectorias del stock (biomasa y mortalidad por pesca relativas) similares a los ensayos 1 y 2 (índices combinados frente a separados), sin embargo los puntos finales eran más optimistas. El ensayo 1 y el ensayo 3 (logístico frente a Fox) tenían estimaciones de mortalidad por pesca relativa similares en 2011 pero estimaciones divergentes para la biomasa relativa.

En general, los datos residuales presentaban tendencias o patrones (autocorrelación) que introducirían sesgos en las estimaciones por bootstrap y los intervalos de confianza del bootstrap serían exageradamente estrechos. Asimismo, un análisis retrospectivo indicaba que no había un patrón estricto en el ajuste de la serie a la captura con los años terminales desde 2006 hasta 2011 (**Tabla 15, Figura 9**). A medida que la información sobre captura y CPUE se eliminaba sucesivamente de los últimos años (2011-2006), el modelo predecía una mayor capacidad de transporte (mayores valores de  $K$ ) y una productividad del stock ligeramente inferior (valores menores de  $r$ ) y, por consiguiente, un RMS menor (**Figura 9**). Los resultados retrospectivos indican que la biomasa ha estado por encima de la  $B_{RMS}$  desde 2008 y la mortalidad por pesca por debajo de  $F_{RMS}$  durante los cinco últimos años. Sin embargo, los intervalos de confianza se solapan de forma importante durante el periodo de tiempo evaluado. En comparación con el ensayo retrospectivo de la evaluación de 2009, las tendencias de  $r$  y  $K$  en particular eran opuestas, pero en 2009 se observó un abanico más amplio de variación en comparación con los resultados retrospectivos de 2013.

Se llevó a cabo un análisis jackknife asignando secuencialmente a cada índice en el ensayo 6 una ponderación cero. Los índices más influyentes eran Canadá y luego UE-España (**Figura 10**). Eliminar Canadá no permitía al modelo convergir mientras que eliminar solo UE-España tenía repercusión en la capacidad del modelo de proporcionar estimaciones realistas de la biomasa. Al eliminar otros índices el resultado eran tendencias similares de la biomasa.

La **Figura 11** compara el modelo de evaluación de 2009, proyectado con las capturas declaradas hasta 2011 inclusive, con el ensayo 2 llevado a cabo en 2013. Las líneas muestran la mediana y los percentiles 5 y 95. El diagrama sirve como una prueba de control de calidad. Gelman y Hill (2007) observaron que cuando se está aprendiendo un nuevo método es conveniente predecir los resultados que se han producido para que las predicciones puedan compararse con la realidad. Lamentablemente, en las evaluaciones de stock no se sabe cuál es la realidad ya que diferentes supuestos del modelo pueden dar lugar a diferentes percepciones del stock. Por lo tanto, el diagrama muestra la coherencia del asesoramiento. Puede observarse que las proyecciones de la evaluación de 2009 se inscriben en los límites de la evaluación de 2013, es decir, que la evaluación actualizada es coherente con el asesoramiento proporcionado en 2009.

El Grupo concluyó que los diagnósticos sugerían que el ensayo 2 debería elegirse como caso base del modelo y el ensayo 5 como ensayo de sensibilidad. El ensayo 2 proporcionaba la mejor coherencia en cuanto a asesoramiento en relación con la evaluación de 2009 y tal vez ilustraba que un índice combinado es una buena alternativa cuando existen inquietudes respecto a los diagnósticos de modelos desarrollados sobre índices separados. El ajuste de los datos a los índices individuales mostraba una tendencia en los valores residuales aunque los intervalos de confianza eran más pequeños que en el ensayo 2 (**Figuras 12 y 13, Tabla 16**). El Grupo determinó que para hacer que el ensayo 5 fuera más comparable con el ensayo 2,  $B_1/K$  debería fijarse en 0,85 y se convirtió en el ensayo 6. Los perfiles de verosimilitud basados en la suma cuadrática residual para  $K$ ,  $r$  y el RMS por separación de los datos (índice) producían resultados contradictorios para el ensayo 6 y se determinaron mejor para el ensayo 2.

Un ensayo inicial con el SPM logístico (ensayo 1) estimaba todos los parámetros ( $B_1/K$ ,  $K$ , RMS y el coeficiente de capturabilidad) y convergía de manera satisfactoria. Sin embargo, tras examinar la incertidumbre y los resultados del bootstrap, había indicaciones claras de que el parámetro de biomasa inicial ( $B_1/K$ ) había sido pobremente estimado y tenía grandes límites de confianza (**Figura 14**). Esto indicaba que el que los datos fueran a aportar información al modelo sobre el estado del stock al inicio de la serie (1950) era insuficiente, en parte debido a la falta de información del índice para los años iniciales (1963 primer año del índice). La media de las estimaciones de las tendencias de  $B_1/K$  de 0,54 indicaba que el stock estaba relativamente muy explotado en 1950, un resultado debido tanto a la falta de información como a un producto del modelo. Teniendo en cuenta que esta biomasa inicial está en contradicción con la historia de las pesquerías de pez espada en el Atlántico norte, el Grupo decidió continuar con el supuesto de fijar  $B_1/K$  en un valor de 0,87 como en evaluaciones anteriores. Cabe señalar que este supuesto no tuvo impacto en los resultados del modelo en lo que se refiere al estado del stock en la actualidad, o en las estimaciones de parámetros de población excepto  $B_1$ . La **Tabla 17** contrasta los parámetros estimados por los dos modelos. La **Figura 15** muestra las tendencias anuales de la biomasa relativa de las dos formulaciones del modelo. Cabe señalar los intervalos de confianza más amplios en los años iniciales, cuando  $B_1/K$  se estima libremente.

Se realizó un ensayo de diagnóstico, una validación por verificación cruzada, utilizando los puntos finales de los ensayos retrospectivos y proyectando desde estos puntos hasta 2011 utilizando la captura conocida (Tarea I) para cada uno de los años eliminados. Los resultados previstos son que las tendencias proyectadas deberían situarse dentro de la biomasa predicha o las estimaciones de mortalidad por pesca para el caso base. La **Figura 16** muestra los resultados de los ensayos de validación por verificación cruzada en términos de biomasa absoluta y mortalidad por pesca global. La biomasa predicha por los ensayos de verificación cruzada se encuentra por encima de la mediana del caso base, pero dentro de los límites de confianza del 80% predichos. Esta situación era similar para la mortalidad por pesca pero las predicciones se situaban por debajo de la tendencia del caso base. El Grupo llegó a la conclusión de que no había patrones retrospectivos para rechazar el caso base del modelo, y la verificación cruzada confirma la robustez del modelo.

Se llevó a cabo un ensayo de sensibilidad adicional evaluando la forma del modelo de producción excedente (ensayo 3). El caso base del modelo, que asume una función logística, se comparó con el modelo de producción excedente de Fox (**Tabla 18**). Los resultados indicaban que el ajuste del modelo de producción excedente de Fox ajustaba la captura ligeramente mejor con los datos del índice (una reducción de menos del 0,9% de la función objetivo) pero no era estadísticamente significativo. El parámetro más incierto era  $B_1/K$  debido a la falta de información del índice de abundancia en los años iniciales de la serie temporal. Aunque las estimaciones de parámetros eran similares entre las dos parametrizaciones alternativas de forma del modelo de producción, las tendencias anuales de la biomasa y la mortalidad por pesca relativas presentaban grandes diferencias (**Figura 17**). El modelo Fox estimaba mayores ratios de  $B/B_{RMS}$  desde 1960 a pesar de seguir un patrón similar y una tendencia de  $F/F_{RMS}$  equivalente después de 1960. El Grupo llegó a la conclusión de que no había suficientes pruebas para cambiar el supuesto de base de un modelo de producción excedente logístico.

El Grupo examinó también los ensayos del modelo de producción excedente con la introducción de varios índices de abundancia. Para los ensayos 5 y 6, el modelo utilizaba los índices de abundancia estandarizados que fueron facilitados por las CPC y discutidos durante la reunión de preparación de datos (SCRS/2013/015). Se incluyeron 7 índices de biomasa en los ensayos 5 y 6; Japón, UE-España, UE-Portugal, Marruecos, Canadá y Estados Unidos. El índice para Estados Unidos se dividió en dos series temporales en respuesta a un cambio en las reglamentaciones de ordenación que afectó a las tasas de captura. Cada índice se asoció con su captura respectiva (Tarea I) y la captura de las demás flotas se añadió a los datos de captura de la serie 1 de la flota estadounidense. La única diferencia entre el ensayo 5 y el 6 era que en el ensayo 6 se fijó el parámetro  $B_1/K$ . Se crearon también índices de biomasa alternativos a partir de la interacción año\*flota del índice de biomasa combinado (véase el SCRS/2013/139). Para este ensayo del modelo (ensayo 4) solo se disponía de 5 índices:

Japón, UE-Portugal, UE-España, Canadá y Estados Unidos. Todos los ensayos del 4 al 6 convergían, sin embargo los diagnósticos, especialmente los de las tendencias de los índices, presentaban tendencias residuales indicando un ajuste pobre y una correlación negativa entre algunos de los índices (**Figura 18**). No obstante, se indicó que las tendencias generales de la biomasa y de la mortalidad por pesca eran similares y producían las mismas tendencias generales en conjunto (**Figura 19**). El Grupo concluyó que basándose en los diagnósticos y el funcionamiento del modelo, los ensayos 4, 5 o 6 no deberían considerarse como caso base del modelo.

#### 6.1.1.2 Resultados de ASPIC

Los resultados del caso base del modelo ASPIC para el Atlántico norte, que el Grupo consideró la versión más creíble del modelo, se muestran en las **Tablas 16 y 19** y en las **Figuras 12 y 13**. La tendencia estimada de la biomasa relativa mostraba un incremento constante desde 1997. En la **Tabla 16** se muestra la biomasa determinista y la mortalidad por pesca, así como los valores relativos de la mortalidad por pesca y la biomasa estimados a partir del caso base del modelo ASPIC para el stock de pez espada del Atlántico norte, en el periodo 1950-2012. Los valores de biomasa representan estimaciones al principio del año. El resultado determinista con sesgo corregido indica que el stock se sitúa en o por encima de la  $B_{RMS}$  (**Figura 13**). La tendencia relativa en la mortalidad por pesca muestra que tras los niveles máximos de pesca de 1995, se produjo un descenso hasta 2001 seguido de un ligero incremento en el periodo 2002-2005 y de una tendencia descendente desde entonces (**Figura 13**). La mortalidad por pesca se ha situado por debajo de la  $F_{RMS}$  desde 2000. La estimación del estado del stock en 2011 es relativamente similar a la estimación del estado de la evaluación de 2009, y sugiere que hay más de un 90% de probabilidades de que el stock se encuentre en o por encima de la  $B_{RMS}$ . Sin embargo, es importante señalar que, por primera vez desde 2002, las capturas declaradas en 2012 (14.038 t) superaron el TAC de 13.700 t. En conjunto, se estimó que la productividad del stock era algo inferior a la estimada en las dos evaluaciones anteriores, con una estimación de tasa intrínseca de crecimiento,  $r$ , de 0,42, frente a la de 2009 que se situaba en 0,44 y a la de 2006 que se situaba en 0,49. Es posible que estas diferencias en  $r$  sean el resultado de actualizaciones en los datos e índices debido a que los análisis retrospectivos proporcionan estimaciones de  $r$  que indican que la productividad se ha estado incrementando desde 2006 (**Tabla 15**). La trayectoria de la biomasa absoluta mostraba un aumento constante a partir del valor estimado de 1997, y los valores de la biomasa para los años más recientes están cerca del nivel estimado a mediados de los ochenta (**Figura 20**). El alto valor de 1963 no se ajusta bien, al igual que en las evaluaciones anteriores. Las tendencias tanto en la mortalidad por pesca como en la biomasa son coherentes con las del modelo BSP2, que estimaba una biomasa del stock mayor y una menor mortalidad por pesca en toda la serie temporal.

Las **Figuras 12 y 13** muestran el ajuste del índice de abundancia y las tendencias de la biomasa relativa ( $B/B_{RMS}$ ) y de la mortalidad por pesca relativa ( $F/F_{RMS}$ ). En la **Figura 21** se muestran los histogramas y los gráficos de dispersión de las estimaciones objeto de bootstrap de la biomasa y ratios de  $F$  para 2011 obtenidas a partir del caso base del modelo (ensayo 2), mientras que en la **Figura 22** se muestra el gráfico de Kobe del estado predicho del stock a comienzos de 2012. La extensión de los ajustes logísticos sugiere que la biomasa actual se sitúa por encima de  $B_{RMS}$  y por debajo de  $F_{RMS}$ . En general, el 97% de los ensayos de bootstrap indican que  $F < F_{RMS}$  y  $B > B_{RMS}$ . En la **Figura 23** se muestran los contornos de los ensayos de bootstrap y las distribuciones marginales de los indicadores relativos. Aunque la incertidumbre asociada con la  $B_{RMS}$  es importante, se considera que el stock sigue con la recuperación predicha en la última evaluación de 2009. En comparación con el caso base del modelo ASPIC de 2009, la trayectoria de la biomasa y de las ratios de  $F$  son similares hasta finales de los noventa, a partir de entonces el modelo actual predijo tasas relativas de mortalidad por pesca ligeramente más bajas y de biomasa mayores, pero sin duda dentro de los intervalos de confianza del 80% estimados (**Figura 24**).

#### 6.1.2.1 Diagnósticos BSP2

El Grupo consideró dos modelos BSP2 como caso de referencia: 1) [ensayoR] un ensayo que utiliza un índice estandarizado único con los datos combinados de UE-España, Estados Unidos, Canadá, UE-Portugal y Japón y 2) [Ensayo C] un ensayo que utiliza siete índices ponderados igualmente (lo que incluye desglose de Estados Unidos,  $CV = 0,5$ ) estandarizados por pabellón y ajustados a la captura total por pabellón. Estos ensayos son más comparables a los ensayos 2 y 6 de ASPIC, respectivamente.

Para todos los ensayos BSP2, el muestreo de importancia proporcionó resultados numéricamente estables y aproximaciones precisas de las distribuciones posteriores marginales para los parámetros. Sin embargo, el muestreo de importancia fue menos eficaz para los ensayos con los valores más elevados para la desviación estándar en el error de proceso (por ejemplo, cuando la desviación estándar (sd) en el error de proceso se estableció en 0,15). Para todos los ensayos, excepto para aquellos en los que el error de proceso de la sd se estableció en 0,15, la ponderación máxima de cualquier valor extraído de la función de importancia descendió



rápidamente hasta menos de 0,5% en diez minutos de muestreo de importancia (un millón de extracciones). En los ensayos en los que el error de proceso de la  $sd$  se estableció en 0,15, la ponderación máxima descendió por debajo del 1% tras unas pocas horas durante el muestreo de importancia (extracciones de 36 millones). Para el ensayo del caso de referencia, la ponderación máxima realizada mediante una sola extracción fue 0,012%. En la **Figura 25** se muestra que la ponderación máxima realizada mediante cualquier extracción de la función de importancia desciende progresivamente hasta un número minúsculo. En todo los ensayos, el CV de las ponderaciones ( $CV_w$ ) era inferior a la mitad del valor del CV en distribuciones previas de verosimilitud ( $CV_{lp}$ ) (por ejemplo, para el caso de referencia  $CV_w = 13,3$  y  $CV_{lp} = 482$ ), y las ponderaciones máximas no aparecían en ningún momento en los extremos de las funciones de densidad posteriores marginales para los parámetros clave. Por tanto, el muestreo de importancia fue muy eficaz desde el punto de vista de la computación.

Se representaron gráficamente los residuos estandarizados por año para el índice de abundancia combinado (R.N) con el fin de evaluar el grado de la autocorrelación secuencial en los residuos (**Figura 26a**). Hubo una autocorrelación secuencial perceptible en el desfase 1 en la primera década y un descenso aparente en la magnitud de las desviaciones en el tiempo. Sin embargo, a partir de entonces, el patrón residual mostraba una escasa correlación. Cuando se representó la CPUE observada en contraposición con la CPUE prevista, se observó una correlación positiva bien definida, aunque también se constató una gran desviación positiva para la CPUE de 1963 (**Figura 26b**). La representación gráfica de la biomasa del stock en contraposición con el índice de CPUE combinado muestra que el modelo se ajusta bastante bien a los datos. La biomasa del stock prevista por el modelo sigue de cerca la CPUE (**Figura 27 a**). La gráfica de estimaciones de las desviaciones anuales del error de proceso en el tiempo muestra un pequeño repunte en las desviaciones positivas y, posteriormente, una serie de desviaciones negativas antes de 1970, pero tras dicho año no muestra patrones discernibles (**Figura 27b**). Esto sugiere que no hay indicaciones importantes de distribución no estacionaria en forma de función de producción excedente en la serie temporal.

En un análisis retrospectivo de diagnóstico de validación cruzada para el caso de referencia del ensayo BSP para el norte (R.N) se proyectó la biomasa desde 2011 hasta 2020 con extracciones constantes de 10.000 t posteriormente y de 2001 a 2011 utilizando los datos de captura hasta 2011, ajustando el modelo a los datos de CPUE eliminando un año cada vez (**Figura 28a**). En otras palabras, por ejemplo, el modelo se ajustó a los datos hasta 2009 y luego se proyectó hasta 2020 utilizando las series de captura mencionadas. Luego se ajustó el modelo a los datos hasta 2008 y se volvió a proyectar hasta 2020 utilizando de nuevo las series de captura mencionadas y así sucesivamente hasta que el modelo se ajustó a los datos sólo hasta 2001 y se volvió a proyectar hasta 2020. Las trayectorias de tasa de mortalidad por pesca y de la biomasa hasta 2020 resultantes de este conjunto de ensayos retrospectivos fueron muy similares y todas las trayectorias de biomasa del stock predichas pasaron de un modo similar a través de los datos que no se habían utilizado para estimar los parámetros del modelo (**Figura 28b**). No hubo patrones retrospectivos aparentes para  $K$ ,  $F_{RMS}$ ,  $RMS$ ,  $F/F_{RMS}$ , y  $B/B_{RMS}$ , pero los intervalos de confianza se ensancharon a medida que se eliminaban años debido a la presencia de un error de proceso creciente (**Tabla 20a, Figura 29**).

Los residuos del ensayo C.1 BSP2 presentaban tendencias para los índices individuales (**Figura 30**). La magnitud de los residuos estandarizados mostraba una tendencia positiva para Canadá mientras que USA1/USA2 y UE-Portugal mostraban una ligera tendencia negativa. El índice japonés tenía un alto nivel de residuos al final mientras que UE- España presentaba una tendencia negativa en los diez últimos años. Por tanto, los índices entraban en conflicto unos con otros haciendo que los resultados fuesen sensibles al modo en que se ponderan los diferentes índices en el proceso de ajuste. El ajuste del modelo BSP a los datos de CPUE por pabellón muestra que las series de CPUE individuales presentan tendencias que entran en conflicto con la biomasa del stock proyectada, por ejemplo, para UE-España, Japón y Canadá (**Figura 31a**). Las desviaciones del error de proceso mostraban un ligero descenso en los ochenta, seguido de un ligero incremento progresivo desde mediados de los noventa hasta 2011 (**Figura 31b**). Se detectó un ligero patrón retrospectivo en las reconstrucciones de la tasa de mortalidad por pesca y biomasa del stock (**Figura 32a, b**). También se detectaron patrones retrospectivos para  $r$  (0,41 a 0,45) y  $F_{MSY}$  desde 2001 a 2011 (**Tabla 20b**).  $RMS$  y  $K$  se mantuvieron estables mientras que  $F/F_{RMS}$  mostró un ligero aumento (**Figura 33**).

En otro análisis diagnóstico (jackknife), en el que se ajustó el modelo a la CPUE por pabellón y que fue proporcionado por los científicos nacionales (ensayo C.1), se extrajeron los datos eliminando una serie temporal cada vez y realizando sustituciones. Las distribuciones posteriores sugerían elevados niveles de mortalidad por pesca cuando se incluyó UE-Portugal y niveles más bajos de  $F$  cuando se incluyó Canadá (**Figura 34**). Esto reflejaba las tendencias opuestas en la información sobre tendencias de estos conjuntos de datos. Dados los diagnósticos residuales y la sensibilidad de los resultados a las diferentes series de CPUE en el ensayo C.1, el ensayo R.N. dio mejores resultados que el ensayo C.1 y tenía un patrón retrospectivo menor.

En otro análisis diagnóstico (jackknife), en el que se ajustó el modelo a la CPUE por pabellón y que fue proporcionado por los científicos nacionales (ensayo C.1), se extrajeron los datos eliminando una serie temporal cada vez y realizando sustituciones. Las distribuciones posteriores sugerían elevados niveles de mortalidad por pesca cuando se incluyó UE-Portugal y niveles más bajos de  $F$  cuando se incluyó Canadá (**Figura 34**). Esto reflejaba las tendencias opuestas en la información sobre tendencias de estos conjuntos de datos. Dados los diagnósticos residuales y la sensibilidad de los resultados a las diferentes series de CPUE en el ensayo C.1, el ensayo R.N. dio mejores resultados que el ensayo C.1 y tenía un patrón retrospectivo menor.

Un ensayo diagnóstico final realizado con el modelo BSP consistió en ejecutar el modelo solo con las capturas y las distribuciones previas sin ajustar el modelo a los datos de CPUE para estimar los parámetros. Este ejercicio se denominó ensayo pre datos post modelo. De este modo se mostró la cantidad relativa de información en las distribuciones previas y en los datos de captura en la estimación de parámetros y en la estimación de cantidades de interés como el rendimiento de sustitución en años recientes. Para el ensayo R.N. BSP no hubo información en los datos de captura para actualizar las distribuciones previas, con la excepción de unos valores ligeramente más elevados que los considerados no plausibles en la distribución previa para  $K$  (**Figura 35**). Parecía haber solo una muy pequeña cantidad de información sobre el rendimiento de sustitución,  $B_{2011}/B_{RMS}$  y  $F_{2011}/F_{RMS}$ , cuando se ejecutó el modelo con los datos de captura, pero las distribuciones pre datos post modelo se actualizaron en gran medida cuando el modelo se ajustó a los datos de CPUE (**Figura 35**).

En la revisión final de los ensayos, el Grupo aseguró que dada la ausencia de tendencias en las desviaciones de error de proceso para los índices combinados utilizados para el asesoramiento bayesiano, no había evidencias detectables de la presencia de dinámicas no estacionarias basadas en el modelo. Sin embargo, en el modelo estimado para índices independientes había pruebas de una tendencia en el error de proceso en años recientes, lo que podría deberse a la expansión de la piscina de aguas cálidas del Atlántico que genera CPUE más elevadas para algunas de las flotas más septentrionales. Los análisis GLM combinados modelaron las interacciones año\*zona como efectos aleatorios que reducen el efecto potencial de diferentes tendencias de CPUE en diferentes zonas.

Por el contrario, tratar los índices como independientes permite introducir estos efectos medioambientales potenciales en el modelo de producción lo que probablemente genere estimaciones de error de proceso en los ajustes del modelo BSP.

El Grupo llegó a un consenso en cuanto a que el ensayo R.N. proporcionaba una visión aceptable del estado del stock, pero que los diagnósticos GLM obtenidos a partir de la estandarización de los índices podrían aportar más información a la hora de escoger entre ensayos alternativos que utilicen índices combinados o separados en el futuro.

#### 6.1.2.2 Resultados del BSP2

En la **Tabla 21** se muestran los resultados de las estimaciones del estado del stock obtenidos mediante la aplicación del modelo BSP2 (ensayo 1). Los resultados de la distribución posterior del ensayo del caso de referencia de BSP para el pez espada del norte sugieren que el stock está en un nivel muy cercano a la  $B_{RMS}$  y que la mortalidad por pesca está muy cerca del nivel de  $F_{RMS}$  (**Tabla 21**).

Se llevaron a cabo varios análisis de sensibilidad y los resultados se resumen en la **Tabla 22** y en la **Figura 36**. Al variar el valor de  $B_{RMS}/K$  pasando de 0,1 a 0,6 se determinó que este aspecto de la función de producción era una importante fuente de incertidumbre. Los factores bayesianos indicaban que era 7,9 veces más probable que  $B_{RMS}/K$  fuera igual a 0,3 que a 0,5 (**Tabla 22, Figura 37**), aunque sólo valores superiores a 10 sugerirían una diferencia definitiva. Los ensayos de sensibilidad con distribuciones previas contradictorias de  $K$  y  $r$  ( $r = 0,38$ ;  $r$  elevada = 0,58 y  $K$  baja) afectaron poco a los puntos de referencia debido a la compensación que se produce dentro del modelo (**Tabla 21**).

En comparación con las estimaciones del caso base ASPIC, la productividad del stock es inferior,  $K$  es más elevada y las mediciones relativas del estado del stock son menos optimistas, aunque se estima que el nivel del stock está ligeramente por encima de  $B_{RMS}$  y que la mortalidad por pesca actual es inferior a  $F_{RMS}$  (**Figura 38**). La incertidumbre asociada con la  $B_{RMS}$  es considerable. En la **Figura 39** se representan las trayectorias de la biomasa relativa y de la mortalidad por pesca relativa que son menos optimistas que las obtenidas mediante ASPIC. Al realizar una comparación con el ensayo comparable de ASPIC, los valores actuales de  $B/B_{RMS}$  fueron similares y  $F/F_{RMS}$  fue menos optimista. En la **Figura 40** se muestra un gráfico similar para el ensayo C1 en el que los índices se ajustaron por pabellón y se observa un nivel de biomasa relativa más elevado y tasas más bajas de mortalidad por pesca relativa.

### 6.1.3 Stock Synthesis

#### 6.1.3.1 Diagnósticos Stock Synthesis

Dado que el modelo SS se utilizó para probar hipótesis y a efectos de corroboración, en un esfuerzo de utilizar lo mejor posible el poco tiempo disponible durante la reunión, se abrevió el debate sobre los diagnósticos del modelo. Sin embargo, dichos diagnósticos se presentaron y fueron debatidos por el Grupo. Una de las ventajas potenciales inmediatas de utilizar un modelo integrado es la cantidad de datos que pueden incorporarse (**Figura 41**). Sin embargo, estas ventajas dependen de la calidad de los datos (a saber, disponer de más datos no implica necesariamente una evaluación más exacta o precisa). El enfoque integrado puede utilizar información específica de la flota en términos de aunar selectividad y CPUE de la flota. Dado que algunas flotas individuales pescaron en zonas específicas, algunas de ellas con peces de diferentes tallas, esto dio lugar a un modelo específico de pseudo-zona. La utilización de observaciones directas de tallas específicas del sexo, tallas por edad y pesos medios del cuerpo son solo ejemplos de los datos incluidos en las bases de datos de ICCAT desde hace muchos años, pero que hasta ahora no se habían incluido formalmente en el modelo de evaluación.

Los ajustes a los datos de talla por edad y ratio de sexos procedentes de observaciones biológicas directas fueron aceptables (**Figura 42**). Sin embargo, el Grupo constató que los ajustes a algunas observaciones de tallas medias específicas de la flota no fueron tan buenos para algunos años. Aun así, el modelo parece reflejar el dimorfismo sexual de la población.

Cuando se hicieron asintóticas las selectividades con forma de cúpula, los valores de verosimilitud (un valor de "bondad del ajuste") para los datos de composición por tallas fueron importantes (**Figura 43**). Sin embargo, esto no se observó al examinar el ajuste a los datos de composición por tallas para las flotas agregadas (**Figura 44**). Un examen más detallado de los ajustes de datos de talla específicos de flotas/años reveló diferencias, pero éstas eran sutiles. El descenso en las unidades de verosimilitud (más de 1.000 unidades de un total de aproximadamente 6.500 unidades) se debió probablemente al gran número de puntos de datos de observación incluidos en el ajuste del modelo. Dado que hay peces con diferentes tallas disponibles para las diferentes flotas en diversas zonas y periodos del año, parece lógico mantener la opción de selectividad en forma de cúpula.

La incorporación de la piscina de aguas cálidas del Atlántico (AWP) como covariable medioambiental en la capturabilidad generó residuos de CPUE mucho menos sesgados que cuando no se incorporó. Específicamente, el ajuste a la CPUE canadiense mejoró notablemente (**Figura 45**). Los residuos que anteriormente presentaban una fuerte dispersión en torno a la línea 1 a 1, fueron más lineales. Se realizó el mismo tipo de mejora para las CPUE específicas de la edad de UE-España (**Figura 46**). Los trabajos anteriores de Mejuto (2013) presentados a la reunión de preparación de datos, demostraron la existencia de una relación entre las series temporales de CPUE y la oscilación del Atlántico norte (NOA). La NOA y la AWP están estrechamente correlacionadas.

Durante la reunión se constató que con el tiempo disponible quizá no podría realizarse un análisis completo y detallado de las tres plataformas de modelación con diagnósticos, ensayos alternativos y proyecciones. Aunque se reconoció que el trabajo de modelación SS era una herramienta muy valiosa, y se confiaba en que a partir de ahora formase parte de las actividades de evaluación del pez espada, durante la reunión no pudo completarse un examen continuo y completo de todos los aspectos del modelo debido a las limitaciones de tiempo. Por tanto, no se consideraron los resultados de SS a la hora de formular el asesoramiento en materia de ordenación. Para impulsar la utilización del modelo SS, el Grupo formuló recomendaciones pertinentes para garantizar que continúen los trabajos en este sentido (véase la sección de recomendaciones).

#### 6.1.3.2 Resultados de Stock Synthesis

Las estimaciones del estado del stock obtenidas mediante la modelación SS se presentan en la **Figura 47**. Los tres modelos SS arrojaron resultados relativamente similares en términos de tendencias del stock. Cuando se incluyó la piscina cálida del Atlántico (AWP) en el modelo, este tendió a hacer descender las estimaciones más recientes sobre el estado del stock, ya que moderaba el fuerte incremento de la CPUE canadiense mediante el incremento de la capturabilidad. El supuesto de una selectividad total (asintótica) no cambió mucho la tendencia relativa, pero sí produjo cambios en las estimaciones de la biomasa absoluta. Finalmente, aunque las tendencias generales coincidían en gran medida con los resultados del caso base del modelo para ASPIC y BSP2, el modelo SS estimó un nivel inferior de  $B/B_{RMS}$  y un nivel superior de  $F/F_{RMS}$  para 2011 (**Figura 47**). Esto se debió sobre todo al descenso en el reclutamiento en los últimos años. En la **Figura 48** se muestran las estimaciones de  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  de 2011 con desviaciones estándar. Los tres modelos SS sugieren que es probable que el stock esté actualmente sobrepescado y experimentando sobrepesca.

## 6.2 Situación del stock – Sur

En 2009, la evaluación del estado del stock de pez espada del sur se realizó utilizando un modelo “solo con capturas”. No fue posible replicar o ejecutar este modelo durante esta reunión, por lo que se utilizaron otras plataformas de evaluación de stock para facilitar asesoramiento sobre el estado del stock de pez espada del Atlántico sur (a saber, ASPIC y BSP2). Los ensayos preliminares ASPIC y BSP2 sobre nueve índices independientes indicaron que el índice brasileño no permitía el ajuste del modelo. En general, los índices siguieron las tendencias del esfuerzo y, por tanto, no proporcionaron señales independientes de abundancia. Se constató que Brasil respondió de aproximadamente el 25% de los desembarques totales y que fue la serie más larga tras dividir el índice de Taipei Chino en tres partes. El índice de Brasil presentaba una correlación negativa con la mayor parte de los demás índices, y las tendencias contradictorias no pudieron reconciliarse con ninguna de las plataformas del modelo de producción. La eliminación del índice brasileño permitió a los modelos obtener soluciones, lo que indica que la única línea de acción práctica es eliminar o reducir el índice brasileño en las futuras modelaciones.

### 6.2.1 ASPIC

El Grupo revisó seis ensayos ASPIC alternativos (**Tabla 23**). 1) 8 índices ponderados igualmente (UE-España, Uruguay1, Uruguay2, Japón1, Japón2, ajustados a sus respectivos datos de captura y con  $B_1/K$  fijado en 0,875; 2) igual que en el ensayo 1 pero sin los tres índices de Taipei Chino; 3) igual que el ensayo 1 pero con índices combinados; 4) igual que en el ensayo 2 pero sin fijar  $B_1/K$ ; y 5) igual que en el ensayo 2 pero sin fijar  $B_1/K$ . Para los ensayos en los que se eliminó un índice, la captura se atribuyó a Japón. Los resultados no fueron sensibles a este método.

#### 6.2.1.1 Diagnósticos ASPIC

##### 1. Perfiles de verosimilitud para los parámetros clave y estimabilidad de los parámetros

Los perfiles de función objetiva de RMS y K indicaban que había una capacidad muy limitada para estimar K y que la superficie de solución era extremadamente plana (**Figura 49**). Al observar los índices separados, se detectaron señales divergentes en los perfiles por fuente de datos y un comportamiento errático de la superficie de la función objetiva. No hubo señal en los datos para estimar  $B_1/K$ , con la excepción de la baja probabilidad de que K fuera inferior a 100.000 t (**Figura 50**).

##### 2. Correlaciones de las CPUE

Existen fuertes correlaciones negativas en las CPUE, incluso tras haber eliminado la serie temporal de Brasil. Estas correlaciones negativas hacen que la interpretación de cualquier resultado sea problemática y pueden dar lugar a inestabilidad en el modelo (**Figura 51**).

##### 3. Autocorrelación y residuos de la CPUE y gráficos qq-normal de residuos

En la **Figura 52** se muestran los patrones residuales para los ensayos 1 a 4 del modelo. Los residuos de CPUE muestran autocorrelación, algunas tendencias de residuos y varianza no constante (**Figura 53**). Es probable que esto infrinja los supuestos de residuos independientes y distribuidos idénticamente requeridos para intervalos de confianza de bootstrap no sesgados. El resultado final será que los intervalos de confianza de bootstrap probablemente subestimen la incertidumbre.

##### 4. Jackknife de la CPUE

Al eliminar un índice cada vez se observó que el modelo es muy sensible al índice 2 del palangre japonés (**Figura 54**).

##### 5. Resultados retrospectivos

El modelo estima una K creciente (hasta valores extremadamente elevados) y una r decreciente (con valores muy bajos) con las subsiguientes extracciones retrospectivas. Esto puede atribuirse a la inestabilidad en la estimación de parámetros o a una situación en la que la única señal de que r es diferente de los valores extremadamente bajos se obtiene de los datos para los años más recientes. Un análisis retrospectivo del ensayo 2 reveló que los valores de r y K dependían en gran medida de los dos últimos años de datos (**Figura 55**). A medida que fueron eliminándose años de forma sucesiva, la biomasa del stock reconstruida mostraba una merma menor desde el estado sin explotar y las estimaciones de r descendieron mientras que las de K ascendieron.

## 6. Cuantificación de la incertidumbre y resultados

El modelo puede ser objeto de bootstrap, en la práctica, pero es probable que la autocorrelación en los residuos (**Figura 53**) produzca intervalos de confianza demasiado estrechos. Cuando se realizó un bootstrap para el ensayo 2, tres de las 500 pruebas fueron sustituidas debido a que el RMS se situó fuera de sus límites.

### 7. Comentarios generales

Solo los ensayos 1 y 2 arrojaron resultados plausibles. Las correlaciones entre las series se mejoraron comparándolas con todos los índices incluidos, aunque hubo claramente tendencias en los residuos y la varianza no fue constante a lo largo de la serie temporal. Cabe señalar que hubo también patrones de residuos fuertes en la CPUE de palangre japonés para los años 2000 a 2005, lo que indica que dichos años podrían estar también afectados por los reglamentos de ordenación que afectan al stock del norte. Este tema fue abordado por la nueva estandarización realizada durante la reunión. En el ensayo 5 se estimó que  $B_1/K$  tenía un valor de 0,84, pero se tomó la decisión de fijar  $B_1/K$  en 0,875 tras observar la escasa estimabilidad de este parámetro y la insensibilidad relativa de los resultados a este supuesto (**Figura 56**).

Los índices combinados de los ensayos 3 y 4 no se ajustaron a las datos incluso tras haber excluido los índices de Brasil y Taipei Chino. Los parámetros del modelo alcanzaron los límites superiores, ya que la información del modelo indicaba que  $K$  básicamente no tenía límites (**Tabla 23**). Esto se debe a señales notablemente divergentes entre los desembarques y la CPUE y, posteriormente, los índices combinados no se consideraron para los resultados posteriores. Sin embargo, se constató que podría seguir explorándose el método de combinación de índices en el GLM, en particular considerando el enfoque jackknife para crear un índice combinado. Para los modelos de índices separados los patrones de diagnóstico fueron especialmente problemáticos. Sobre todo la superficie de función objetivo fue extremadamente superficial para  $K$ , lo que indica que este parámetro clave no está bien determinado y podría ser un resultado falso. En segundo lugar, el importante patrón retrospectivo indica que cualquier señal en  $r$  es sólo un producto de dos años de datos y esto hace que estos resultados sean potencialmente falsos y que las consideraciones subsiguientes sobre el estado del stock y las proyecciones resulten muy sospechosas. En tercer lugar, la autocorrelación en los residuos producirá intervalos de confianza de bootstrap que subestiman la incertidumbre real.

#### 6.2.1.2 Resultados de ASPIC

Los resultados del caso de referencia del modelo ASPIC (ensayo 2) indicaban que había una señal contradictoria para varios de los índices utilizados y un conflicto importante entre el historial de desembarques y los índices (**Figura 57**). La biomasa estimada por el modelo era relativamente estable hasta comienzos de los ochenta, momento en el que empezó a descender hasta finales de los noventa, y esta tendencia se revirtió aproximadamente en 2003. La mortalidad por pesca relativa estimada ( $F_{2011}/F_{RMS}$ ) se situaba en 0,8391; lo que indica que el stock no está siendo sobrepescado (**Figura 58** y **Tabla 24**). Del mismo modo, se estimó una biomasa relativa ( $B_{2011}/B_{RMS}$ ) de 0,9770, lo que indica que el stock está ligeramente sobreexplotado (**Figuras 58** y **71** y **Tabla 24**). La serie temporal de biomasa relativa mostraba que el stock fue objeto de sobrepesca en 1997 y que se ha mantenido en esta condición, pero que casi se ha recuperado. Las trayectorias de la biomasa y de la mortalidad por pesca relativas y absolutas son similares a las del modelo ASPIC de 2009, a pesar de las diferencias sustanciales en el tratamiento del índice de CPUE. El índice de 2009 incluyó índices continuos de Japón y Taipei Chino y el índice de Brasil, pero incluso con estas diferencias, las similitudes del modelo son abundantes (**Figura 59**). Dado que las capturas realizadas se han situado muy por debajo del TAC desde al menos 2002, es posible que esto haya contribuido a la mejora del estado relativo del stock. En la **Tabla 23** se muestran todos los niveles de referencia estimados. Las estimaciones de valor deben considerarse con precaución ya que el perfil de función objetivo es plano para  $K$  y los intervalos de confianza aproximados no son fiables debido a los motivos expuestos. Mediante ASPIC se estimó que el rendimiento de sustitución se situaba en aproximadamente 14.000 t.

#### 6.2.2 BSP2

Debido a la ausencia de una señal de merma coherente en la mayor parte de los índices de CPUE estandarizados, y también en la obtención de resultados preliminares en los ajustes del BSP a los índices de CPUE por pabellón que no mostraban actualización en la distribución previa de la capacidad de transporte (a saber, la obtención de una distribución posterior casi plana para la capacidad de transporte) (véase a continuación), se desarrolló una distribución previa informativa para la capacidad de transporte para el pez espada del Atlántico sur. Se asumió que la distribución previa para la capacidad de transporte por unidad de hábitat del pez espada podría formarse a partir de la distribución posterior de la capacidad de transporte por unidad de hábitat para el pez espada del

Atlántico norte. En consulta con los biólogos expertos en pez espada que participaron en la reunión de evaluación de stock de 2013 en Olhao, se estableció una relación de las partes del océano Atlántico norte y sur que se consideraban hábitat del pez espada. En Atlántico norte y sur se contabilizaron 130 cuadrículas de  $5^{\circ} \times 5^{\circ}$  que se consideraron hábitat del pez espada. Por tanto, la distribución posterior de la capacidad de transporte obtenida a partir del ensayo del caso de referencia para el pez espada del Atlántico norte se aplicó como distribución previa del caso de referencia para el pez espada del Atlántico sur (**Figura 60**).

#### 6.2.2.1 Diagnósticos BSP2

Los ensayos preliminares del modelo incluyeron todos los índices del modelo (ponderados igualmente) e indicaron que el modelo no puede ejecutarse con el índice brasileño, ya que las estimaciones de parámetro alcanzaban siempre el límite superior. Sin el índice brasileño, el modelo produjo una estimación infinita del tamaño del stock que se debió sobre todo a la presencia de los tres índices de Taipei Chino.

Al igual que con la aplicación del BSP al stock de pez espada del Atlántico norte, los diagnósticos SIR para las aplicaciones BSP al pez espada del Atlántico sur indicaban siempre una convergencia muy rápida en todos los ensayos realizados. La ponderación máxima en la distribución posterior reduce hasta menos de la mitad un porcentaje con un millón de extracciones de la función de importancia para todos los ensayos realizados.

La tendencia de la biomasa del stock ajustada a los datos de CPUE por pabellón muestra que algunas de las series de CPUE tienen tendencias que entran en conflicto con las tendencias estimadas para la biomasa del stock (**Figura 61a**). Las desviaciones del error de proceso estimadas mostraban una serie negativa a finales de los setenta, una tendencia positiva en los ochenta y noventa y un descenso negativo en torno al año 2000 (**Figura 61b**). Esto sugiere alguna posible distribución no estacionaria en la función de producción excedente durante este periodo. Se observaron importantes patrones residuales para varios, aunque no para todos, los índices restantes (que se mostraron mediante correlaciones negativas) (**Figura 62**). Esto sugiere que hay que ser prudente al interpretar las estimaciones de las tendencias obtenidas mediante ajustes de los modelos a estos datos combinados. Sin embargo, la tendencia de la biomasa presentaba intervalos de confianza extremadamente amplios (**Figura 63a**), por lo que hay que tener cautela al interpretar la tendencia de la mediana estimada en la biomasa del stock. Los datos de captura facilitados no eran coherentes con la tendencia media en los índices de abundancia y, por consiguiente, no hubo información para actualizar la distribución previa para  $K$  o  $r$  incluyendo o excluyendo el índice de Taipei Chino del modelo.

Para el caso de referencia del modelo en el que se aplicó una distribución previa informativa (ensayo R.S) para la capacidad de transporte, no hubo patrones retrospectivos aparentes en la biomasa del stock reconstruida y predicha ni en las estimaciones de tasa de mortalidad por pesca por año (**Figura 63b**). No se observaron patrones retrospectivos en las seis variables consideradas para el stock de pez espada del Atlántico sur (**Tabla 25, Figura 64**). Tampoco hubo patrones retrospectivos cuando se aplicó la distribución previa uniforme para  $K$  (**Figura 65**). Cuando se suprimieron los índices de CPUE por pabellón de uno en uno, se observó cierta sensibilidad en las distribuciones posteriores para  $r$ ,  $K$ ,  $F_{2011}/F_{RMS}$  y  $B_{2011}/B_{RMS}$ , por ejemplo, la supresión del índice de UE-España (**Figura 66**). Sin embargo, cuando las distribuciones posteriores se modificaban ligeramente, el grueso de la probabilidad seguía manteniéndose cerca de las tendencias centrales del caso de referencia (R. S), y no dio lugar a diferencias que podrían ser lo suficientemente grandes como para cambiar la percepción del estado del stock. Las distribuciones posteriores marginales para los valores del rendimiento de sustitución superiores a cero, se centraron todas en torno a 15.000 t en el análisis jackknife y cuando la distribución previa de  $K$  fue uniforme y también para el ensayo pre datos post modelo (**Figura 66**).

Se realizaron ensayos de sensibilidad en el BSP aplicados a la CPUE por pabellón para el pez espada del Atlántico sur con una distribución previa uniforme en  $K$  y variantes en la distribución previa para  $r$ . Algunos de estos ensayos se realizaron incluyendo y excluyendo el índice de Taipei Chino. En todos los casos, las distribuciones posteriores para  $K$ , RMS y biomasa del stock en 2011 no fueron muy diferentes de la distribución pre datos post modelo, con una distribución previa uniforme en  $K$  (**Figura 67**), lo que indica que el modelo es sensible a la distribución previa para  $K$  y que hay una señal pequeña en los datos para determinar  $K$ . También se observaron sensibilidades similares a una distribución previa para  $K$  para el índice combinado, pero éstas no se muestran. Por tanto, los tamaños de stock de 2011 de 100.000 t o más fueron igualmente probables cuando se aplicó una distribución previa uniforme para  $K$ . Sin embargo, las distribuciones posteriores para el rendimiento de sustitución tenían todas una moda situada en aproximadamente 15.000 t, con la excepción de la distribución posterior calculada utilizando también el índice de Taipei Chino (**Figura 67**). Los ensayos con índice de Taipei Chino y la distribución previa uniforme en  $K$  proporcionaban resultados que sugerían tamaños y productividad del stock enormes (**Figura 67**).

También se llevaron a cabo varios ensayos de sensibilidad aplicando la distribución previa informativa para K y excluyendo el índice de Taipei Chino (**Figura 68**). Las distribuciones posteriores para K, r y biomasa del stock en 2012 fueron todas bastante sensibles a las medias de las distribuciones previas para r y K que se consideraron (por ejemplo, la media de la distribución previa para K en 50% y 150% de la media de la distribución previa del caso de referencia y la media de la distribución previa para r en 2/3 y 150% de la media de la distribución previa del caso de referencia para r) (**Figura 68 a-c**). Sin embargo, la moda posterior para RMS no fue sensible a las especificaciones para la media de la distribución previa para r y K (**Figura 68d**). Sin embargo, tal y como se ha indicado antes, la distribución para RMS con una distribución previa uniforme para K era bastante plana pero tenía una moda posterior que se situaba en un valor de 18.000 t, algo más elevado que la gama de 14.000-16.000 t, con distribuciones previas diferentes para r y distribuciones previas informativas diferentes para K. Sin embargo, la moda posterior del rendimiento de sustitución (para valores del rendimiento de sustitución superiores a cero) se situó aproximadamente en 14.000-15.000 t para todos los ensayos de sensibilidad diferentes para r y K y que no fueran diferentes del ensayo del caso de referencia (**Figura 68e**). Los resultados, tras excluir el índice de Taipei Chino, sugieren que las estimaciones del rendimiento de sustitución eran moderadamente informativas con una moda posterior en aproximadamente 14.000-15.000 t, y este resultado no fue sensible a los conflictos aparentes entre los datos de la CPUE (excluyendo Taipei Chino) y esto fue así con o sin la distribución previa informativa para K.

La estimación de  $B/B_{RMS}$  a lo largo de la serie temporal fue coherente con un stock sin explotar o ligeramente explotado en todos los ensayos diagnósticos y análisis de sensibilidad realizados (**Tabla 27**). Cabe señalar que los resultados del BSP dependen de la distribución previa asumida para la capacidad de transporte. Para el modelo de referencia la distribución previa de la capacidad de transporte se traspuso de la distribución posterior estimada para el norte. Por tanto, las estimaciones de productividad para el sur se ven constreñidas en gran medida por los supuestos de distribuciones previas informativas para r y K. Cuando se utiliza una distribución previa totalmente no informativa para K (**Figura 67**), la ausencia de una señal fuerte en los datos sugiere unos valores de K extremadamente elevados que el Grupo consideró poco probables, por lo que se decidió utilizar una distribución previa informativa para K.

Cabe señalar que, para 1950-2011, las extracciones totales para el Atlántico sur se situaron en un 73% de las extracciones totales para el stock del Atlántico norte para el mismo periodo (a saber, 464.000 t del sur y 637.000 t del Atlántico norte). Si la capacidad de transporte por unidad de hábitat es similar para el océano Atlántico norte y sur, una magnitud total significativamente inferior de extracción para el stock del sur, podría sugerir que el nivel de merma del Atlántico sur sería inferior al del Atlántico norte. Los resultados del BSP para la población de pez espada del Atlántico sur, que sugieren todos un nivel inferior de merma y un nivel inferior de tasa de mortalidad por pesca, son, por tanto, coherentes con la baja magnitud de extracciones del stock que parece tener una capacidad de transporte similar al stock del Atlántico norte.

#### 6.2.2.2 Resultados del BSP2

Los resultados del ensayo del caso de referencia del modelo BSP2 para el stock de pez espada del Atlántico sur se proporcionan en la **Tabla 26** y en la **Figura 69**. La mortalidad por pesca relativa estimada ( $F_{2011}/F_{RMS}$ ) se situaba en 0,47 (intervalo del 90%: 0,18-0,97) lo que indica que el stock no está experimentando sobrepesca (**Figura 70**). Del mismo modo, la biomasa relativa estimada ( $B_{2011}/B_{RMS}$ ) se situó en 1,38 (intervalo del 90%: 0,89-1,87), lo que indica que es poco probable que el stock esté sobrepescado (**Figura 71**). En la **Tabla 26** se muestran todos los niveles de referencia del stock. Sin embargo, el Grupo indicó que los resultados sobre el estado son sensibles a la elección de la distribución previa para K.

#### 6.2.3 Exploración de pesos medios y del historial de desembarques recientes

Dada la incertidumbre para la evaluación del stock del sur que utiliza la captura e índices de abundancia, el Grupo revisó información auxiliar. El Grupo exploró las tendencias recientes en los desembarques y pesos medios para determinar si había una señal de que la mortalidad por pesca podría haber estado cambiando en años recientes. Como media, las capturas de pez espada totales por año durante los diez últimos años (2001-2011), para pabellones con los promedios de captura más elevados durante el mismo periodo, mostraban una tendencia descendente (**Figura 72**). Sin embargo, el peso medio por pez espada para los mismos pabellones se mantuvo estable en los diez últimos años, con datos atípicos para Senegal y Brasil en 2009 y 2010, respectivamente. Podría esperarse que la reducción en los desembarques (si se corresponde con una reducción en la mortalidad por pesca) dé lugar a incrementos en el peso/talla medios, que no son claramente evidentes. Sin embargo, hay múltiples aspectos que pueden afectar al peso medio, como sucesos de reclutamiento, cambios en la selectividad de la pesquería o cambios en el crecimiento. Sin embargo, hay una fuerte señal de descenso de los pesos medios

durante un periodo de 30 años, desde 1978 (Figura 15 del informe de preparación de datos) que corresponde con los incrementos en los desembarques. Se detecta una respuesta de nivel de población prevista a la pesca que justifica que esta cuestión se siga explorando y se incorpore potencialmente en la modelación. Sin embargo, cualquier cambio en la selectividad de tallas en el tiempo debería ser considerado en profundidad cuando se evalúen estas tendencias en el peso medio.

## 7 Proyecciones

### 7.1 Proyecciones – Norte

#### 7.1.1 Modelos de producción ASPIC Y BSP2

Se realizó una proyección del caso base ASPIC hasta el año 2022 con escenarios de TAC constante de 8.000 a 20.000 t. Se asumió que la captura del año 2012 (14.038 t) estaba compuesta por las capturas comunicadas más el promedio de los tres últimos años (2009-2011) para las CPC que no habían comunicado capturas de pez espada hasta el 5 de septiembre de 2013 (**Tabla 2**). Las trayectorias de la mediana para la biomasa y la tasa de mortalidad por pesca para todos escenarios futuros de TAC se ilustran en la **Figura 74**.

Los resultados de la evaluación de 2013 indicaban que hay una probabilidad del 90% de que el stock de pez espada del Atlántico norte se haya recuperado hasta o por encima de la  $B_{RMS}$  (**Figuras 21 y 22**) y, por tanto, de que se haya alcanzado el objetivo del plan de recuperación de la Comisión. Aunque existe cierta incertidumbre asociada con esta conclusión, el 93% de las estimaciones de bootstrap de la biomasa actual fueron superiores o iguales a  $B_{RMS}$ , mientras que el 97% de las estimaciones de bootstrap de la  $F$  actual fueron inferiores a  $F_{RMS}$  (**Figura 21**). Se logró la recuperación a pesar del total admisible de capturas acordado en la [Rec. 06-02 y en la Rec. 08-02], que superaba las recomendaciones científicas, pero que no se capturó. Las capturas de 2007 y 2008 fueron un 10 y un 22% inferiores al nivel estimado de RMS, respectivamente, lo que permitió el crecimiento de la biomasa del stock. Cabe señalar también que los niveles de captura de 2012 (14.038 t) se situaron por encima del TAC (13.700 t).

Según las proyecciones, TAC futuros de más de 15.000 t generarían una probabilidad del 50% o inferior de que la biomasa del stock se mantenga por encima de la  $B_{RMS}$  durante la próxima década (**Tabla 28**), ya que la probabilidad resultante de que  $F$  supere a  $F_{RMS}$  para estos escenarios tendería a situarse por encima del 50% en el tiempo. Con un TAC de 13.700 t habría una probabilidad de aproximadamente el 84% de mantener el stock y las tasas de mortalidad por pesca en un nivel acorde con el objetivo del Convenio durante la próxima década.

Las proyecciones con BSP utilizaron también especificaciones similares para los rendimientos de 2012 y 2013 y el mismo marco temporal (**Figuras 75-76**). Ambos modelos proporcionan un asesoramiento muy coherente en cuanto a que con niveles de TAC de 13.700 t el stock se mantendría en un nivel coherente con los objetivos del Convenio durante la próxima década. Cuando se compara la cuantificación de la incertidumbre acerca del estado del stock con un TAC de 13.700 t, los límites de credibilidad del 95% del BSP parecen divergir en el futuro, mientras que los intervalos de confianza del 80% de ASPIC son relativamente constantes. Esto se debe sobre todo al hecho de que la BSP incorpora errores de proceso en las proyecciones.

En la **Tabla 29** se proporcionan estimaciones de probabilidad de  $B \geq RB_{RMS}$ ,  $F \leq F_{RMS}$ , y de mantener el stock en una condición coherente con los objetivos del Convenio ( $B > B_{RMS}$  y  $F < F_{RMS}$ ) con las capturas constantes enumeradas y en los plazos indicados para el caso base del modelo BSP para el stock del Atlántico norte. A diferencia de ASPIC, los resultados BSP indican que el TAC actual de 13.700 t tendría una probabilidad del 50% de mantener al stock y las tasas de mortalidad por pesca en niveles coherentes con los objetivos del Convenio desde ahora hasta 2021.

### 7.2 Proyecciones – Sur

#### 7.2.1 Modelos de producción ASPIC y BSP

El Grupo consideró que los niveles de referencia estimados mediante ASPIC y BSP no eran fiables debido a la señal conflictiva entre los datos de captura y las series temporales de CPUE disponibles para el Grupo. Para BSP y ASPIC se realizaron proyecciones para el caso de referencia (cinco series de CPUE, sin Taipei Chino y Brasil) con cinco niveles de captura de 10.000 a 20.000 t, con incrementos de 1.000 t para los años 2015 a 2022. Para el año 2012, las proyecciones utilizaron las estimaciones de Tarea I disponibles durante la reunión (10.393 t) para



2013, todos los escenarios de las proyecciones partieron de un supuesto de una captura igual al TAC (15.000 t). Para ASPIC, se llevaron a cabo 500 bootstraps y se obtuvieron límites de confianza aproximados y con el sesgo corregido en 80%. Para BSP, se obtuvieron 5.000 remuestreos SIR, y se obtuvieron intervalos de credibilidad de 0,95%.

En las **Figuras 77 y 79** (BSP) y en las Figuras **79 y 80** (ASPIC) se muestran los resultados de las proyecciones de ambos modelos, que coinciden en que niveles de captura de 14.000 t se traducirían en una tendencia estable de stock y de mortalidad por pesca. Ambos modelos indican que niveles de TAC iguales al TAC actual de 15.000 t podrían dar lugar a descensos a partir de los valores de 2011.

Cabe señalar que para el modelo BSP el estado del stock es superior a  $B/B_{RMS}$  por lo que descensos en el stock con capturas de 15.000 t no se traducirían en una condición de sobrepesca. Por el contrario, los resultados de ASPIC indican que el stock se halla por debajo de  $B/B_{RMS}$ , por lo que capturas de 15.000 t podrían reducir más el stock por debajo de  $B_{RMS}$ . Estos resultados dependen de las estimaciones de BRMS, que son muy inciertas.

Las tablas de estimaciones de probabilidad de  $B \geq RB_{RMS}$ ,  $F \leq F_{RMS}$ , y de mantener el stock en una condición coherente con los objetivos del Convenio ( $B > B_{RMS}$  y  $F < F_{RMS}$ ), una serie de capturas para el caso de referencia del modelo ASPIC (**Tabla 30**) y BSP (**Tabla 31**) para el stock del Atlántico sur, se muestran como referencia, pero deben interpretarse con cautela, ya que es poco probable que los puntos de referencia RMS hayan sido estimados correctamente. Para ASPIC (**Tabla 30**) el TAC actual de 15.000 t tiene una probabilidad del 43% de mantener al stock en niveles acordes con los objetivos del Convenio desde ahora hasta 2021, mientras que para BSP, el mismo TAC tiene una probabilidad del 73% (**Tabla 31**).

## 8 Puntos de referencia límite

La Comisión solicitó al SCRS que identificase puntos de referencia límite para el atún blanco del Norte [Rec. 11-04] y para el pez espada del Atlántico norte [Rec. 11-02]. En la reunión de 2013 del Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock (WGSAM) se debatió la implementación de esta solicitud y se sugirió un posible enfoque para una norma de control de la captura y puntos de referencia límite para el pez espada del Atlántico norte (Figura 81. Figura 1 del informe WGSAM de 2013).

El Grupo de especies sobre atún blanco se reunió antes del Grupo de especies sobre pez espada y propuso un punto de referencia límite provisional (iLRP). Para el atún blanco del Atlántico norte se propuso un iLRP de  $0,4B_{RMS}$  basándose en el trabajo realizado para identificar puntos de referencia límite potenciales para los stocks de túnidos en el Pacífico (Peerce 2011). Los principios de la Rec. 11-13 proporcionan una base para el diseño de una norma de control de la captura (HCR) que utilice tanto los puntos de referencia límite como los puntos de referencia objetivo para establecer niveles de captura. Anteriormente el SCRS recomendó una HCR genérica (**Figura 81**) para utilizarla con puntos de referencia límite y objetivo para establecer capturas. Sin embargo, antes de adoptar una HCR deben realizarse pruebas de robustez específicas del stock mediante la evaluación de estrategias de ordenación (MSE). Esto permitirá evaluar el iLRP, con respecto a la consecución de los objetivos de ordenación de la reunión. Se evaluarán también otras posibilidades, por ejemplo, el punto de referencia límite es provisional hasta que pueda evaluarse totalmente, junto con otras alternativas, su robustez con respecto a la incertidumbre.

En el documento SCRS/2013/15

0 se resumían las razones alegadas por el Grupo de especies sobre atún blanco para desarrollar el punto de referencia y su uso como parte de una HCR. En los documentos SCRS/2013/033, 034 y 035 se proporcionaban ejemplos de realización de una MSE para evaluar una HCR para el atún blanco, mientras que en el documento SCRS/2011/195 se presentaba un ejemplo de una MSE para el pez espada del Atlántico norte. El Grupo de trabajo sobre métodos también reconoció que a la hora de desarrollar un marco de ordenación basado en puntos de referencia es necesario incrementar el diálogo entre el SCRS y la Comisión, y que se requieren varios años para completar este ejercicio.

El enfoque adoptado por el Grupo de especies de atún blanco proporciona asesoramiento en el marco de la matriz de estrategia de Kobe de un modo coherente con la decisión de la Comisión de elaborar políticas para el desarrollo y aplicación de las medidas de conservación y ordenación [Rec. 11-13]. Sin embargo, el asesoramiento se basa en la mortalidad por pesca objetivo en vez de en el TAC.

Con el fin de avanzar en el diálogo entre el SCRS y la Comisión, el Grupo de especies sobre atún blanco proporcionó información a la Comisión basándose en una gama de valores de parámetros de HCR provisionales, a saber, mortalidades por pesca objetivo y umbral de biomasa (o un margen, por debajo del cual, debe reducirse la mortalidad por pesca) Esto cumpliría los objetivos de la política de la Comisión basándose en los resultados de la evaluación, por ejemplo,

- 1) Para los stocks que se encuentren en el cuadrante verde del diagrama de Kobe, las medidas de ordenación deberán concebirse de tal modo que tengan como resultado una **elevada probabilidad** de mantener el stock en este cuadrante.
- 2) Para los stocks que se encuentren en el cuadrante amarillo superior derecho del diagrama de Kobe (sobrepesca), la Comisión deberá adoptar inmediatamente medidas de ordenación, concebidas de tal modo que tengan como resultado una probabilidad elevada de poner fin a la sobrepesca en el plazo más corto posible.
- 3) Para los stocks que se encuentren en el cuadrante rojo del diagrama de Kobe (sobrepesca o sobrepescado), la Comisión deberá adoptar medidas de ordenación concebidas de tal modo que tengan como resultado una probabilidad elevada de poner fin a la sobrepesca en el plazo más corto posible, y la Comisión adoptará un plan para la recuperación de dichos stocks.
- 4) Para los stocks que se encuentren en el cuadrante amarillo inferior izquierdo del diagrama de Kobe (sobrepescados pero sin sobrepesca), la Comisión deberá adoptar medidas de ordenación concebidas para recuperar estos stocks **en un plazo lo más corto posible**.

El Grupo constató que los diferentes métodos para cuantificar la incertidumbre en las evaluaciones del estado del stock pueden dar lugar a diferentes previsiones de probabilidad (SCRS/2013/117). Además, los métodos de evaluación de stock tradicionales consideran sobre todo únicamente el error en las observaciones y mediciones, mientras que la incertidumbre sobre la dinámica real (a saber, incertidumbre del modelo) tiene un mayor impacto en la consecución de los objetivos de ordenación. Esto es un campo importante de investigación considerado mejor como parte de una MSE. Sin embargo, la Comisión espera un asesoramiento de ordenación basado en incertidumbres cuantificadas en las evaluaciones que realizadas el SCRS [Res. 11-14]. En la **Tabla 32** se presenta un ejemplo de previsiones de probabilidad dada la incertidumbre del ensayo 2 de la evaluación de ASPIC. Esto se basa en una gama de valores de parámetro HCR provisionales para que la HCR genérica pueda orientar los debates sobre las decisiones políticas con respecto a lo que significa "elevada probabilidad" y "lo más corta posible". La finalidad principal de esta tabla es contribuir a los progresos en el diálogo entre el SCRS y la Comisión. Aunque se reconoció que los diferentes métodos de evaluación proporcionan estimaciones alternativas de incertidumbre, aún se puede proporcionar información a la Comisión basándose en una gama de valores de parámetros de HCR provisionales que podrían ajustarse a la política de la Comisión basándose en los resultados de la evaluación, tal y como se hizo en el caso del atún blanco del Atlántico norte.

La elaboración de las matrices de estrategia de Kobe II (K2SM) mediante una HCR se detalla en el documento SCRS/2013/188 y se compara con las K2SM basadas en la mortalidad por pesca y la captura constante. Dada la elevada probabilidad de que el stock esté actualmente en el cuadrante verde del diagrama de Kobe (a saber,  $B > B_{RMS}$  y  $F < F_{RMS}$ ), las proyecciones basadas en la HCR son equivalentes a proyecciones de F constante, ya que el stock es mayor que los puntos de referencia límite y umbral de la biomasa, de tal modo que la HCR establece una F igual a la F objetivo. Si la F objetivo se escoge basándose en el TAC recomendado, entonces el asesoramiento basado en la HCR sería también equivalente al asesoramiento actual. Utilizar una HCR implica también pasar de un sistema basado en el TAC a un sistema basado en F, lo que tendrá consecuencias económicas.

Un punto de referencia límite provisional para la biomasa de 0,4 ( $B_{RMS}$ ) es coherente con el punto de referencia límite propuesto para el atún blanco del Atlántico norte y con los límites robustos recomendados para varios stocks de túnidos del Pacífico (por ejemplo, Preece *et al.* 2011). En el futuro, puede evaluarse una gama más completa de puntos de referencia límite, por ejemplo mediante pruebas de MSE.

## 9 Recomendaciones

### 9.1 Investigación y estadísticas

*Estructura del stock:* el Proyecto del Informe de las Jornadas de trabajo sobre la estructura del stock de pez espada (Heraclion, marzo de 2006) recomendaba que se llevaran a cabo investigaciones multidisciplinarias y en

colaboración. En particular, la clasificación del pez espada capturado cerca de los límites de su stock de origen está sujeta a incertidumbres y no puede hacerse de forma precisa sin llevar a cabo investigaciones multidisciplinarias y en colaboración que tengan en cuenta estratos de muestreo en una escala fina de zona (por ejemplo cuadrados de 1°) y trimestral.

*Captura:* Todos los países que capturan pez espada (de forma dirigida o fortuita) deberían comunicar estadísticas de captura, captura por talla (por sexo) y esfuerzo por zonas lo más reducidas posible y por mes. Es especialmente importante reconocer el crecimiento diferencial y la distribución entre sexos y recopilar información sobre captura por talla por sexo. Estos datos deben comunicarse dentro de los plazos establecidos por ICCAT, incluso aunque no se haya programado una evaluación analítica de stock. También deberían facilitarse los datos históricos.

*Descartes:* Debería comunicarse la información sobre el número de ejemplares capturados y el número de ejemplares descartados muertos y liberados vivos para poder incluir plenamente el efecto del descarte y la liberación en la evaluación de stock. Los muestreos de observadores deberían ser suficientes como para poder cuantificar los descartes en todos los meses y zonas, tanto en las pesquerías dirigidas al pez espada como en las dirigidas a los túnidos que capturan pez espada de forma fortuita. Deberían realizarse estudios para mejorar la estimación de descarte e identificar métodos que reduzcan la mortalidad por descarte del pez espada. Asimismo, también deberían llevarse a cabo estudios para estimar la mortalidad subsiguiente del pez espada descartado vivo; lo que reviste especial importancia si se considera el nivel de descarte debido a la recomendación regulatoria sobre talla mínima.

*Capturas no comunicadas:* El Informe de evaluación de stock de 2009 indicaba que el formulario resumido en el que se comunica actualmente la información del programa de documento estadístico a ICCAT (resúmenes semestrales de importaciones directas y reexportaciones) no proporciona información suficientemente detallada para mejorar las estimaciones del volumen potencial de capturas no atribuidas (NEI) y el volumen de pez espada Atlántico en el comercio internacional, debido sobre todo a la incertidumbre sobre año y zona de captura de los productos de pez espada comercializados, la ausencia general de factores de conversión de peso del producto a peso vivo y la potencial duplicación del recuento de capturas en los certificados de reexportación. Estas estimaciones podrían mejorarse en gran medida si estuvieran disponibles los documentos estadísticos y los certificados de reexportación individuales correspondientes. Estos datos detallados existen a nivel nacional (con números de identificación), y debería realizarse un esfuerzo para recuperar esta importante información si la Comisión quiere mejorar la utilidad del programa de documento estadístico para validar los datos de la Tarea I. El SCRS ha reiterado este asesoramiento durante la última década (véanse las recomendaciones generales a la Comisión, en los informes del SCRS de 2000, 2001, 2002, 2003 y 2004), pero la Secretaría no ha recibido todavía información detallada sobre los programas de documento estadístico para el pez espada.

*Especie objetivo:* Todas las flotas deberían registrar información detallada en los cuadernos de pesca para cuantificar a qué especie o grupo de especies dirigen su actividad. Se recomienda encarecidamente que se recopile información detallada sobre características del arte y estrategia de pesca (lo que incluye la hora de la operación de pesca) para mejorar la estandarización de la CPUE. Deben seguirse las recomendaciones hechas durante la reunión del Grupo de trabajo sobre métodos de 2002 para buscar diagnósticos en este contexto. El Grupo recomendó investigar formas alternativas de análisis en el Sur que traten los patrones tanto de captura fortuita como de la pesquería dirigida, como por ejemplo modelos estructurados por edad y estructurados espacialmente.

Dado que no se ha resuelto la cuestión del funcionamiento de los métodos basados en los artes y en la captura (el método preferido cuando es posible) para evaluar la estrategia de pesca en cuanto a especie objetivo, cuando es posible utilizar ambos métodos para series de datos, las partes interesadas podrían obtener índices de CPUE utilizando ambos métodos para comprobar si proporcionar indicios similares. Estos resultados deberían agruparse después en un meta-análisis en una reunión de métodos, de tal modo que pueda resolverse esta cuestión.

*Marcado:* El Grupo recomendó el desarrollo de un diseño experimental para aplicaciones de marcado específicas, como por ejemplo estimar las tasas de mortalidad por pesca y/o los patrones migratorios. Un estudio de marcado diseñado para estimar la mortalidad por pesca sería especialmente útil para el Atlántico sur, dada la elevada incertidumbre sobre el estado del stock para este recurso.

Los estudios de marcado con marcas archivo pop-up vía satélite como los comunicados en el documento SCRS/2013/151 y en Neilson *et al.* 2009 revelan diferentes patrones de movimiento, dependiendo del lugar en el que se colocan las marcas, incluso dentro de la unidad de ordenación del Atlántico norte. Dichos resultados sugieren que los futuros modelos de evaluación deberían incluir una estructuración de los datos de entrada específica para cada zona.

*Plan de investigación para el pez espada del Atlántico sur:* Dado el escaso conocimiento de la dinámica de población del pez espada en el Atlántico sur, el Grupo debería desarrollar un plan a largo plazo para un programa intensivo de investigación, centrado en estimaciones independientes de la mortalidad por pesca, de la fracción de ejemplares maduros por edad, del crecimiento por sexo y stock, de los movimientos y migraciones y en la mejora de los índices de abundancia disponibles. En el contexto del Plan estratégico del SCRS, podría abordarse esta deficiencia.

*CPUE:* Las futuras reuniones de preparación de datos deberían centrarse en resolver, en la medida de lo posible, los índices contradictorios antes de la próxima evaluación. Debería considerarse la agregación de las tendencias de CPUE por zona (en vez de utilizar el método actual de agregación por nación). Para el Atlántico sur en particular, se debería intentar utilizar métodos de evaluación de stock que reconcilien las tendencias contradictorias en las series de CPUE dirigidas y de captura fortuita para el sur (por ejemplo, modelos estructurados espacialmente/por edad). Dada que ninguna serie temporal cubre de forma fiable el periodo clave anterior y posterior al incremento y descenso en los desembarques, el Grupo recomienda que se explore un índice combinado para el Atlántico sur considerando la ponderación espacial, la imputación de datos (Carruthers *et al.* 2010) y utilizando datos brutos con covariables que definan la estrategia de pesca en función de la especie objetivo de un modo similar al del enfoque utilizado para el norte.

Se recomienda que, para la próxima evaluación del stock, se realicen algunos análisis de sensibilidad para el índice combinado para el norte. Un conjunto particular de análisis que sería interesante sería aplicar el método jackknife a los registros de captura y esfuerzo por pabellón y producir un nuevo conjunto de datos de índice de CPUE combinado suprimiendo un pabellón cada vez. Esto mostraría la influencia de cada pabellón en el índice combinado. El enfoque más simple consistiría en utilizar el mismo modelo de estandarización utilizado para el índice combinado que incluye todos los pabellones, pero eliminando cada vez las entradas para cada pabellón.

*Desarrollo de Stock Shynthesis:* El Grupo acordó que el método Stock Shynthesis supone un importante adelanto ya que permite la inclusión de una gama más amplia de datos de entrada que los modelos de producción excedente que se utilizan actualmente. El Grupo reconoció la posibilidad de que los efectos espaciales y medioambientales sean responsables en parte de las tendencias contradictorias de algunos de los índices de abundancia influyentes. El Grupo recomendó que se continuaran realizando trabajos para incluir formalmente estas covariables medioambientales en el proceso de evaluación global cuándo y dónde proceda. Para sacar una ventaja total del método, se recomendó que los miembros del Grupo de trabajo aprovechen cualquier oportunidad para familiarizarse con el enfoque, ya sea mediante una formación especial o la experiencia de trabajo in situ.

Stock Synthesis puede utilizarse también para contribuir al desarrollo de un modelo operativo que se utilizará para evaluar el punto de referencia límite provisional utilizado como parte de la norma de control de la captura. También puede utilizarse para evaluar procesos de evaluación de stock alternativos como los métodos Delay-Difference o Gedamke-Hoenig (2006)

El Grupo recomendó también que el desarrollo futuro de Stock Synthesis para el stock del Atlántico norte incluya la incorporación de la información PSAT disponible, así como los efectos temporada/zona.

*Validación de modelos:* El Grupo recomendó que se desarrollasen métodos para evaluar los índices de abundancia del stock basados en datos dependientes de las pesquerías, por ejemplo, utilizando la simulación y la verificación cruzada basándose en datos detallados como los cuadernos de pesca y los registros comerciales.

Hay información importante sobre el peso medio que podría aportar información a las tasas de mortalidad total. El Grupo recomendó que se continúe explorando los modelos que utilizan modelos delay-difference o Gedamke-Hoieng de no equilibrio (2016) ya que los estimadores de talla media de Z podrían ser valiosos para el pez espada del Atlántico sur.

*Intercambio de datos y confidencialidad:* A veces, los requisitos de confidencialidad de las CPC individuales imponen limitaciones a los análisis emprendidos por el Grupo. Como ha recomendado en el pasado el SCRS, el Grupo continúa recomendando que se desarrolle algún mecanismo, bien dentro de las normas actuales de confidencialidad de ICCAT o mediante alguna modificación del sistema, para permitir que se compartan estos datos críticos de alta resolución (baja agregación).

*Distribuciones previas informativas para la capacidad de transporte:* Dada la sensibilidad de los resultados de la evaluación en general a las distribuciones previas para la capacidad de transporte en situaciones en las que los datos no son informativos, el Grupo recomienda que se desarrollen distribuciones previas informativas para K basándose en factores como zona de hábitat, población, densidad y otros factores del ciclo vital. Aunque la utilización de una distribución previa basada en una distribución posterior de K de otra evaluación, por ejemplo la utilización de la distribución posterior para K del norte para el sur, podría estar científicamente justificada, el Grupo recomienda que, en el futuro, las decisiones de este tipo se basen en análisis científicos similares al desarrollo de una distribución previa para r.

## **9.2 Ordenación**

### *Atlántico norte*

En la **Tabla 28** se muestran las gamas de límites de captura totales y las probabilidades asociadas con el estado del stock por año. El TAC actual de 13.700 t proporciona una probabilidad del 84% de que mantener el stock de pez espada del Atlántico norte en una condición de recuperación desde ahora hasta 2021, manteniendo al mismo tiempo el nivel de biomasa. Con TAC de hasta 14.300 t se tendría una probabilidad aún mayor de mantener el stock en una condición de recuperación desde ahora hasta 2021, pero cabría esperar que conllevaran descensos en la biomasa.

Si la Comisión quiere implementar un punto de referencia límite, el TAC actual de 13.700 t se traduciría en una tasa de mortalidad por pesca objetivo de  $0,90 * F_{RMS}$ . Dado que el nivel del stock es superior a la BRMS, la mayoría de los umbrales de biomasa considerados en una norma de control tendrán un impacto reducido en el asesoramiento en materia de ordenación a corto plazo.

### *Atlántico sur*

Considerando las incertidumbres sin cuantificar y la ausencia de señal en los datos para el stock de pez espada del Atlántico sur, hasta que se hayan llevado a cabo investigaciones adicionales suficientes para reducir la elevada incertidumbre existente sobre el estado del stock, el Comité no tiene confianza suficiente en los resultados de la evaluación para cambiar la recomendación anterior de limitar las capturas a no más de 15.000 t.

## **10 Otros asuntos**

Para poder disponer de tiempo suficiente para progresar en los conocimientos sobre el estado de los stocks de pez espada del Atlántico norte y sur, el Grupo recomendó que la próxima evaluación de pez espada del Atlántico no se realice antes de 2016.

## **11 Adopción del informe y clausura**

El Presidente reconoció el gran trabajo realizado por los participantes durante la reunión de datos/métodos a inicios de este año, durante el periodo intersesiones, y también durante la reunión de evaluación de stock. El Grupo agradeció al presidente el trabajo que había realizado durante la reunión. El Dr. Neilson agradeció al Grupo su apoyo durante el ejercicio de su cargo de coordinador de pez espada, y deseo al nuevo coordinador Dr. Miguel Neves do Santos buena suerte durante su ejercicio. Asimismo, el Grupo reconoció la inestimable ayuda de la Secretaría. El informe fue adoptado durante la reunión.

## Referencias

- Carruthers, T., *et al.* 2011. Integrating imputation and standardization of catch rate data in the calculation of relative abundance indices *Fisheries Research*. 109 (2011) 157-167.
- Gedamke, T., and Hoenig, J.M. Hoenig. 2006. Estimating Mortality from Mean Length Data in Non-equilibrium Situations, with Application to the Assessment of Goosefish. *Trans. Amer. Fish. Soc.* 135:476-487.
- ICCAT 2013, Report for Biennial Period, 2012-13, Part II, pp: 248-252.
- Mejuto, J., B. Garcia-Cortes, A. Ramos-Cartelle. 2013. Standardized catch rates in number of fish by age for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) of the Spanish longline fleet, for the period 1983-2011. *Coll. Vol. Sci. Pap. ICCAT. SCRS/2013/107*.
- Neilson JD., Smith S, Royer F, Paul SD, Porter JM, Lutcavage M. 2009. Investigations of Horizontal Movements of Atlantic Swordfish Using Pop-up Satellite Archival Tags. In: *Tagging and Tracking of Marine Animals with Electronic Devices* (Eds: Nielsen JL, Arrizabalaga H, Fragoso N, Hobday A, Lutcavage M, Sibert J). *Reviews: Methods and Technologies in Fish Biology and Fisheries*, Vol. 9, pp 145-159.
- Preece, A., R. Hillary, and C. Davies. 2011. Identification of candidate limit reference points for the key target species in the WCPFC. *WCPFC-SC7-2011/MI-WP-03*.
- Yokawa, K. 2010. CPUE standardization of south Atlantic swordfish caught by Japanese longliners in 1975-2007. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(1): 241-248.

## TABLEAUX

**Tableau 1.** Données de capture de Tâche I estimées (t) d'espadon de l'Atlantique (*Xiphias gladius*) par zone, engin et pavillon principaux.

**Tableau 2.** Prises estimées d'espadon de l'Atlantique nord et sud par le Groupe au titre de 2012. Les cellules en surbrillance montrent les valeurs de capture par pavillon qui étaient estimées comme la moyenne des trois années précédentes (2009-11). La prise totale par stock au titre de 2012 (14.038 t N-SWO et 10.393 t S-SWO) a été utilisée pour les projections. Pour 2013, les TAC (13.700 t et 15.000 t) ont été postulés pour chaque stock.

**Tableau 3.** Indices de biomasse finaux considérés comme adaptés aux fins d'utilisation dans les modèles d'évaluation pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Tableau 4.** Indices d'abondance combinés, basés sur la CPUE (biomasse) élaborés pour l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique nord de 2013.

**Tableau 5.** Indices d'abondance basés sur la CPUE (biomasse) élaborés pour l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique sud de 2013. La série de l'Uruguay a été partagée en deux: 1982-1992 et 1983-2009. La série du Japon a été partagée en deux: 1975-1989 et 1992-2012. La série du Taipei chinois, utilisée pour les analyses de sensibilité, a été partagée en trois: 1967-1989, 1990-1999 et 2000-2012.

**Tableau 6.** Indices d'abondance combinés, basés sur la CPUE (biomasse) élaborés pour l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique sud pour 2013. La variabilité de l'indice est répertoriée comme coefficient de variation (CV)

**Tableau 7.** Valeurs d'entrée d'ASPIC pour l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique nord.

**Tableau 8.** Résumé des scénarios du Modèle de production excédentaire (ASPIC) pour l'espadon de l'Atlantique Nord.

**Tableau 9.** Résumé des scénarios de sensibilité et de diagnostic réalisés avec le Modèle de production excédentaire (ASPIC) pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Tableau 10.** Tableau des scénarios alternatifs du modèle ASPIC pour le stock d'espadon de l'Atlantique sud.

**Tableau 11.** Résumé des tests de sensibilité de BSP pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Tableau 12.** Résumé des tests de sensibilité de BSP pour l'espadon de l'Atlantique sud.

**Tableau 13.** Tableau récapitulatif des méthodes utilisées dans l'évaluation du stock d'espadon de l'Atlantique nord.

**Tableau 14.** Tableau récapitulatif des méthodes utilisées dans l'évaluation du stock d'espadon de l'Atlantique Sud.

**Tableau 15.** Résultats d'une analyse rétrospective du cas de base du modèle ASPIC (scénario 2) pour l'espadon de l'Atlantique nord. Les valeurs de la biomasse sont exprimées en kilogrammes.

**Tableau 16.** Résultats du cas de base du modèle ASPIC (scénario 2) pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Tableau 17.** N-SWO Comparaison des estimations des paramètres de population d'après le scénario de référence lorsque l'on estime la biomasse initiale ( $B_1/K$ , scénario 1) ou que l'on établit sa valeur à 0,87 (scénario 2).

**Tableau 18.** N-SWO Comparaison des paramètres estimés d'après le modèle de production excédentaire en postulant un modèle de paramètre de forme logistique (scénario de référence 2) ou de Fox (scénario 3).

**Tableau 19.** N-SWO Résultats du cas de base du modèle ASPIC. Les intervalles se basent sur 1.000 bootstraps d'après le scénario 2 d'ASPIC, avec l'estimation des points, la médiane, et les centiles de 10% et 90%.

**Table 20 a.** N-SWO Résultats d'une analyse rétrospective du cas de base du modèle BSP2 (scénario R.N). b. Analyse rétrospective de validation par recouplement pour BSP en ce qui concerne la CPUE par pavillon (Scénario C.1).

**Tableau 21.** Médianes et intervalles de crédibilité de 90% d'après les distributions à posteriori du modèle BSP appliqué aux données pour l'espadon de l'Atlantique nord. Les codes utilisés pour chaque scénario ainsi que la description des scénarios figurent au BSP\_Table M.1. Les valeurs de biomasse sont exprimées en tonnes. L'année actuelle référencée est 2011.

**Tableau 22.** Facteurs bayésiens pour certains scénarios alternatifs de BSP pour l'espadon de l'Atlantique nord. Ils reflètent le ratio entre la probabilité des données de l'évaluation du stock basées sur une analyse de sensibilité et la probabilité des données obtenues d'après le cas de référence. Pour les scénarios comportant une erreur de processus alternative, les facteurs bayésiens sont affichés pour les scénarios avec une distribution à priori uniforme sur K et une distribution à priori uniforme sur log(K). NA indique l'absence de résultat.

**Tableau 23.** Résultats des scénarios du modèle ASPIC pour l'espadon de l'Atlantique sud. Le scénario 2 a été choisi comme modèle de référence. Les cellules ombrées indiquent qu'un paramètre a heurté une limite supérieure.

**Table 24.** Résultats du cas de référence du modèle ASPIC pour l'espadon de l'Atlantique sud. Les intervalles se basent sur 500 bootstraps d'après le scénario 2 d'ASPIC, avec l'estimation des points, et les quartiles de 20% et 80% de l'indice de biomasse.

**Table 25.** S-SWO Résultats d'une analyse rétrospective du cas de base du modèle BSP2.

**Table 26.** S-SWO Résultats de l'état du stock estimé d'après le modèle BSP2.

**Tableau 27.** Médianes et intervalles de crédibilité de 95% d'après les distributions à posteriori du modèle BSP appliqué aux données pour l'espadon de l'Atlantique sud. Les codes utilisés pour chaque scénario ainsi que la description des scénarios figurent au **Tableau 12**. Les valeurs de biomasse sont exprimées en tonnes. L'année actuelle référencée est 2011.

**Tableau 28.** Probabilité estimée que  $B \geq B_{PME}$ ,  $F \leq F_{PME}$ , en maintenant le stock dans une situation conforme à l'objectif de la Convention ( $B > B_{PME}$  et  $F < F_{PME}$ ) pour les prises constantes mentionnées et les temps indiqués d'après le cas de base du modèle ASPIC pour le stock de l'Atlantique nord.

**Tableau 29.** Probabilité estimée que  $B \geq B_{PME}$ ,  $F \leq F_{PME}$ , en maintenant le stock dans une situation conforme à l'objectif de la Convention ( $B > B_{PME}$  et  $F < F_{PME}$ ) pour les prises constantes mentionnées et les temps indiqués d'après le cas de base du modèle BSP pour le stock de l'Atlantique nord.

**Tableau 30.** Probabilité estimée que  $B \geq B_{PME}$ ,  $F \leq F_{PME}$ , en maintenant le stock dans une situation conforme à l'objectif de la Convention ( $B > B_{PME}$  et  $F < F_{PME}$ ) pour les prises constantes mentionnées et les temps indiqués d'après le cas de référence du modèle ASPIC pour le stock de l'Atlantique sud.

**Tableau 31.** Probabilité estimée que  $B \geq B_{PME}$ ,  $F \leq F_{PME}$ , en maintenant le stock dans une situation conforme à l'objectif de la Convention ( $B > B_{PME}$  et  $F < F_{PME}$ ) pour les prises constantes mentionnées et les temps indiqués d'après le cas de référence du modèle BSP pour le stock de l'Atlantique sud.

**Tableau 32.** Matrice de stratégie de Kobe II pour l'espadon de l'Atlantique nord, calculée en utilisant des réglementations de contrôle des captures.



## TABLAS

**Tabla 1.** Datos de captura de Tarea I (t) de pez espada del Atlántico (*Xiphias gladius*) por área, arte y pabellón principales.

**Tabla 2.** Captura estimada por el Grupo de pez espada del norte y del sur para 2012. Las celdas destacadas muestran los valores de captura por pabellón que fueron estimadas como la media de los tres años anteriores (2009-2011). La captura total por stock para 2012 (14.038 t N-SWO y 10.393 t S-SWO) se usó para las proyecciones, y para 2013 se asumieron los TAC (13.700 t y 15.000 t) para cada stock.

**Tabla 3.** Índices finales de biomasa considerados adecuados para su uso en los modelos de evaluación para el pez espada del Atlántico norte.

**Tabla 4.** Índices de abundancia de CPUE combinada (biomasa) desarrollados para la evaluación de stock del pez espada del Atlántico norte de 2013.

**Tabla 5.** Índices de abundancia de CPUE (biomasa) desarrollados para la evaluación de stock del pez espada del Atlántico sur de 2013. La serie para Uruguay se dividió en dos: 1982-1992 y 1993-2009. La serie para Japón se dividió en dos: 1975-1989 y 1992-2012. La serie de Taipei Chino, que se utilizó para el análisis de sensibilidad, fue dividida en tres: 1967-1989, 1990-1999 y 2000-2012.

**Tabla 6.** Índices de abundancia de CPUE combinada (biomasa) desarrollados para la evaluación de 2013 del stock del pez espada del Atlántico sur. La variabilidad del índice está incluida como el coeficiente de variación (CV).

**Tabla 7.** Valores de entrada de ASPIC para la evaluación del stock de pez espada del Atlántico norte.

**Tabla 8.** Resumen de los ensayos del modelo de producción excedente (ASPIC) para el pez espada del Atlántico norte.

**Tabla 9.** Resumen de los ensayos de sensibilidad y diagnóstico llevados a cabo con el modelo de producción excedente ASPIC para el stock del Atlántico norte.

**Tabla 10.** Tabla de ensayos alternativos del modelo ASPIC para el stock de pez espada del Atlántico sur.

**Tabla 11.** Resumen de los ensayos de la prueba de sensibilidad de BSP para el pez espada del Atlántico norte.

**Tabla 12.** Resumen de los ensayos de la prueba de sensibilidad de BSP para el pez espada del Atlántico sur.

**Tabla 13.** Tabla resumen de los métodos utilizados en la evaluación del pez espada del Atlántico norte.

**Tabla 14.** Tabla resumen de los métodos utilizados en la evaluación del pez espada del Atlántico sur.

**Tabla 15.** Resultados para el pez espada del Atlántico norte a partir de un análisis retrospectivo del caso base del modelo ASPIC (ensayo 2). Los valores de biomasa están en kilogramos.

**Tabla 16.** Resultados del pez espada del Atlántico norte para el caso base del modelo ASPIC (ensayo 2).

**Tabla 17.** N-SWO. Comparación de las estimaciones del parámetro de población a partir del ensayo base, bien estimando la biomasa inicial ( $B_1/K$ , ensayo 1) o bien fijándola en un valor de 0,87 (ensayo 2).

**Tabla 18.** N-SWO. Comparación de los parámetros estimados a partir del modelo de producción excedente asumiendo un modelo con parámetro de forma logístico (ensayo 2 caso base) o Fox (ensayo 3).

**Tabla 19.** Resultados del caso base de ASPIC para el pez espada del Atlántico norte. Los intervalos se basan en 1000 bootstraps del ensayo 2 de ASPIC con la estimación puntual, la mediana, y percentiles del 10% y 90%.

**Tabla 20.** a. Resultados para el pez espada del norte a partir de los análisis retrospectivos del caso de referencia BSP2 (ensayo R.N.). b. Análisis retrospectivo de validación cruzada para BSP respecto a la CPUE por pabellón (ensayo C.1.).

**Tabla 21.** Medianas e intervalos de confianza del 90% de las distribuciones posteriores del modelo BSP aplicado a los datos para el pez espada del Atlántico norte. Los códigos usados para cada ensayo junto con una descripción del ensayo pueden encontrarse en la BSP\_Table M.1. Los valores de la biomasa están en toneladas. El año actual mencionado es 2011.

**Tabla 22.** Factores bayesianos para algunos ensayos alternativos del modelo BSP para el pez espada del Atlántico norte. Reflejan la ratio entre la probabilidad de los datos de la evaluación de stock basados en un ensayo de sensibilidad y la probabilidad de los datos obtenidos a partir del caso de referencia. Para los ensayos

con un error de proceso alternativo, se muestran los factores bayesianos para los ensayos con una distribución previa uniforme en  $K$  y una distribución previa uniforme en  $\log(K)$ . NA indica que no se han producido resultados.

**Tabla 23.** Resultados de los ensayos del modelo ASPIC para el pez espada del Atlántico sur. Se eligió el ensayo 2 como modelo de referencia. El sombreado indica que un parámetro ha alcanzado el límite superior.

**Tabla 24.** Resultados del caso de referencia de ASPIC para el pez espada del Atlántico sur. Los intervalos se basan en 500 bootstraps del ensayo 2 de ASPIC con la estimación puntual, y cuartiles del 20% y del 80% del índice de biomasa.

**Tabla 25.** Resultados para el pez espada del Atlántico sur a partir de un análisis retrospectivo del modelo BSP2.

**Tabla 26.** Resultados del estado estimado del stock de pez espada del Atlántico sur a partir del modelo BSP2.

**Tabla 27.** Medianas e intervalos de confianza del 95% de las distribuciones posteriores del modelo BSP aplicado a los datos para el pez espada del Atlántico sur. Los códigos usados para cada ensayo junto con una descripción del ensayo pueden encontrarse en la **Tabla 12**. Los valores de la biomasa están en toneladas. El año actual mencionado es 2011.

**Tabla 28.** Probabilidad estimada de  $B \geq B_{RMS}$ ,  $F \leq F_{RMS}$ , y de mantener el stock en una condición coherente con los objetivos del Convenio ( $B > B_{RMS}$  y  $F < F_{RMS}$ ) con las capturas constantes enumeradas y en los plazos indicados a partir del caso base del modelo ASPIC para el stock del Atlántico norte.

**Tabla 29.** Probabilidad estimada de  $B \geq B_{RMS}$ ,  $F \leq F_{RMS}$ , y de mantener el stock en una condición coherente con los objetivos del Convenio ( $B > B_{RMS}$  y  $F < F_{RMS}$ ) con las capturas constantes enumeradas y en los plazos indicados a partir del caso base del modelo BSP para el stock del Atlántico norte.

**Tabla 30.** Probabilidad estimada de  $B \geq B_{RMS}$ ,  $F \leq F_{RMS}$ , y de mantener el stock en una condición coherente con los objetivos del Convenio ( $B > B_{RMS}$  y  $F < F_{RMS}$ ) con las capturas constantes enumeradas y en los plazos indicados a partir del caso de referencia de ASPIC para el stock del Atlántico sur.

**Tabla 31.** Probabilidad estimada de  $B \geq B_{RMS}$ ,  $F \leq F_{RMS}$ , y de mantener el stock en una condición coherente con los objetivos del Convenio ( $B > B_{RMS}$  y  $F < F_{RMS}$ ) con las capturas constantes enumeradas y en los plazos indicados a partir del caso de referencia de BSP para el stock del Atlántico sur.

**Tabla 32.** Matriz de estrategia de Kobe II para el pez espada del Atlántico norte derivada utilizando normas de control de la captura.

## FIGURES

**Figure 1.** Déviations des CPUE du Canada et spécifiques à l'âge de l'UE-Espagne observées et prévues (valeurs résiduelles) de la régression du modèle SS par rapport à la taille annuelle de l'Atlantic Warm Pool.

**Figure 2.** Description de la migration latitudinale saisonnière de l'espadon au large de la côte est des Etats-Unis, d'après les données des observateurs américains. Les nombres et couleurs dans les grilles représentent le sex ratio moyen (les mâles sont en bleu et 1; les femelles en rouge et 2). La ligne en gras représente la climatologie mensuelle de l'expansion et de la contraction (c'est-à-dire la zone) de l'Atlantic Warm Pool.

**Figure 3.** Indices spécifiques aux flottilles en biomasse, standardisés par les scientifiques des CPC, considérés adaptés aux fins de leur utilisation dans les modèles d'évaluation des stocks.

**Figure 4.** Indice combiné du cas de continuité comparé aux indices spécifiques aux flottilles en biomasse, standardisés par les scientifiques des CPC.

**Figure 5.** Comparaison des tendances de la CPUE nominale calculées d'après les données de prise et d'effort utilisées pour le calcul des indices combinés standardisés pour les réunions d'évaluation des stocks d'espadon de 2009 et 2013.

**Figure 6.** Comparaison des indices combinés du cas de continuité et des indices combinés développés à l'aide du GLM dans le cadre de différents schémas de pondération (pas de pondération, pondéré par zone, pondéré par capture).

**Figure 7.** Schémas dans les taux de capture standardisés pour l'espadon de l'Atlantique sud dans le temps, d'après neuf séries de CPUE standardisées. Les séries de CPUE sont échelonnées à leur moyenne pour les années de chevauchement.

**Figure 8.** Indices combinés de CPUE standardisées, élaborés pour l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique sud de 2013.

**Figure 9.** Estimations des points de  $K$ ,  $r$ ,  $B/B_{PME}$ ,  $F/F_{PME}$ ,  $F_{PME}$  et  $PME$ , résultant d'une analyse rétrospective du modèle ASPIC pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 10.** N-SWO Diagnostics de Jackknife. Les tendances de la biomasse (début de l'année) et de la mortalité par pêche ont été estimées lorsqu'un indice particulier d'abondance a été omis des valeurs d'entrée du modèle ASPIC (scénario 6). La légende indique l'indice particulier omis de chaque scénario.

**Figure 11.** Diagramme de contrôle de la qualité des trajectoires de la mortalité par pêche relative (en haut) et de la biomasse relative (en bas) pour le cas de base du modèle de 2009 (rouge) et de 2013 (scénario 2) et données de capture actuelles (1963-2011). Les lignes montrent la médiane et les 5<sup>ème</sup> et 95<sup>ème</sup> centiles.

**Figure 12.** N-SWO Résultats du scénario 2 de référence d'ASPIC. Valeurs résiduelles de l'indice combiné de biomasse (en haut à gauche) et indice prévu (à droite) et tendances annuelles relatives de la biomasse ( $B/B_{PME}$ ) et de la mortalité par pêche ( $F/F_{PME}$ ) 1950-2011.

**Figure 13.** Tendances des estimations ponctuelles de la biomasse (en haut) et de la mortalité par pêche relatives (en bas) d'après le scénario de référence (scénario 2) d'ASPIC pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 14.** N-SWO. Distribution des scénarios par bootstrap du scénario de référence (scénario 2) d'ASPIC lors de l'estimation de  $B_1/K$ . Le diagramme à droite montre les diagrammes en boîte de 1000 bootstraps et le diagramme à gauche les histogrammes correspondants.

**Figure 15.** N-SWO. Tendances annuelles de la biomasse relative ( $B/B_{PME}$ ) avec des limites de confiance estimées de 80% pour le scénario de référence du modèle en estimant (Scénario 2) tous les paramètres initiaux ( $B_1/K$ ,  $K$ ,  $PME$ ,  $q$ ) ou en établissant  $B_1/K$  à 0,875 (scénario 2).

**Figure 16.** N-SWO. Scénario de validation par recoupement, tel que projeté d'après les scénarios rétrospectifs en utilisant la capture connue (Tâche I). Les courbes supérieures et inférieures représentent les limites de confiance de 80%.

**Figure 17.** N-SWO. Tendances relatives de la biomasse ( $B/B_{PME}$ ) et de la mortalité par pêche ( $F/F_{PME}$ ) estimées par le modèle logistique (scénario 2, scénario de référence d'ASPIC) et le modèle de production excédentaire de Fox (scénario 3 d'ASPIC).

**Figure 18.** N-SWO Diagrammes de diagnostic. Exemple des schémas des valeurs résiduelles des indices d'abondance par flottille prévus par le scénario 5 du SPM ASPIC.

**Figure 19.** N-SWO Tendances de la mortalité par pêche, de la biomasse totale, de la  $F$  relative et de la biomasse relative pour le scénario de référence (scénario 2) et scénarios avec de multiples indices d'abondance (scénarios 4 à 6) d'après un Modèle de production excédentaire pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 20.** Tendances des estimations de la biomasse et de la mortalité par pêche absolues de l'espadon de l'Atlantique nord d'après le scénario de référence d'ASPIC (scénario 2) et le scénario de référence de BSP2 (scénario 1).

**Figure 21.** Histogrammes de la mortalité par pêche absolue (2011) et de la biomasse totale (début 2012) prévues d'après le scénario de référence (scénario 2) d'ASPIC pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 22.** N-SWO Diagramme de Kobe pour l'état de l'espadon de l'Atlantique nord au début de 2012. Les points montrent les résultats d'après 1.000 scénarios par bootstrap, le losange en ligne pleine montre le point de la médiane estimé et la ligne pleine montre la trajectoire de l'état du stock depuis 1950. (Scénario de référence d'ASPIC pour le nord, scénario 2).

**Figure 23.** N-SWO Diagramme de phase de la biomasse et de la mortalité par pêche relatives du scénario de référence ASPIC (scénario 2). Les zones décrivent les contours de densité quantile non-paramétrique estimés (par incréments de 0,05) de 1.000 scénarios par bootstrap. Les histogrammes montrent la distribution marginale pour chaque variable.

**Figure 24.** N-SWO. Comparaison de la biomasse (à gauche) et de la mortalité par pêche relatives (à droite) estimées par les scénarios de référence des modèles dans les évaluations de 2009 et 2013. Les lignes fines indiquent les limites de confiance de 80% pour les estimations de 2013.

**Figure 25.** Diagramme de la fraction de la distribution à posteriori prise par la pondération maximum issue du scénario de référence de BSP pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 26.** Diagrammes a) des valeurs résiduelles pour les données de CPUE par pavillon, et b) CPUE observée par opposition à celle prévue avec le scénario du modèle BSP (R.S) appliqué à l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 27.** Diagrammes a) de la biomasse estimée du stock d'espadon et b) des déviations de l'erreur de processus pour le scénario de référence du modèle BSP (R.N) appliquées à l'indice de CPUE dans l'Atlantique nord.

**Figure 28.** Diagrammes a) des estimations du taux de biomasse du stock et b) de la mortalité par pêche et prévisions d'après une analyse rétrospective de validation par recoupement avec les scénarios du modèle BSP pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 29.** Estimations ponctuelles de  $K$ ,  $r$ ,  $B/B_{PME}$ ,  $F/F_{PME}$ ,  $F_{PME}$  et  $PME$  d'après une analyse rétrospective du scénario de référence du modèle BSP2 (R.N) pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 30.** Valeurs résiduelles standardisées représentées graphiquement par rapport à l'année de l'ajustement du modèle BSP aux indices de CPUE par pavillon pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 31.** Diagrammes a) de l'ajustement du modèle BSP aux données de CPUE standardisées par pavillon et b) des déviations annuelles associées à l'erreur de processus.

**Figure 32.** Trajectoires estimées de la biomasse du stock et b. de la mortalité par pêche d'après une analyse rétrospective de validation par recoupement avec l'ajustement de BSP aux données de CPUE par pavillon avec une pondération égale (scénario C.1) pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 33.** Diagrammes des schémas rétrospectifs dans les estimations de a)  $r$ , b)  $K$ , c),  $F_{PME}$ , d)  $PME$ , e).  $F_{2011}/F_{PME}$  et f)  $B_{2011}/B_{PME}$  dans le scénario du modèle BSP C.1 dans lequel BSP était ajusté aux données de CPUE par pavillon avec une pondération égale par rapport aux différentes séries de CPUE pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 34.** Distributions à posteriori marginales pour a) la capacité de charge ( $K$ ), b)  $r$ , c) le taux de mortalité par pêche en 2011/  $F_{PME}$ , et d) la biomasse du stock en 2011/  $B_{PME}$ . Des analyses de diagnostic ont été conduites en omettant chaque série de CPUE pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 35.** Distributions à posteriori marginales et distributions a posteriori pré-données post-modèle pour le scénario de référence de BSP pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 36.** Distributions à posteriori marginales pour  $K$ ,  $r$ ,  $F_{(2011)}/F_{PME}$ ,  $B_{(2011)}/B_{PME}$  pour l'espadon de l'Atlantique nord dans le cadre de différentes distributions à priori pour  $r$  et  $K$ , avec le modèle BSP ajusté à l'indice combiné de l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 37.** Facteurs Bayésiens calculés d'après le modèle BSP lors de leur application à l'indice combiné et de l'exécution avec des valeurs pour  $B_{PME}/K$  allant de 0,1 à 0,6 (scénarios B.1-B.5 et R.N de BSP).

**Figure 38.** Diagramme de phase de Kobe d'après l'ajustement de BSP à l'indice combiné (scénario R.N) pour l'espadon de l'Atlantique nord. Les losanges montrent les tirages individuels de la distribution à posteriori alors que la trajectoire montre les valeurs de la médiane à posteriori de  $F/F_{PME}$  et  $B/B_{PME}$  de 1950 à 2011.

**Figure 39.** Diagrammes des ratios de i) la biomasse du stock par rapport à  $B_{PME}$  et ii) du taux de mortalité par pêche par rapport à  $F_{PME}$  d'après le scénario de référence de BSP pour l'espadon de l'Atlantique nord.

**Figure 40.** Diagramme de phase de Kobe d'après l'ajustement de BSP aux indices de CPUE par pavillon (scénario C.1) pour l'espadon de l'Atlantique nord. Les losanges montrent les tirages individuels de la distribution à posteriori alors que la trajectoire montre les valeurs de la médiane à posteriori de  $F/F_{PME}$  et  $B/B_{PME}$  de 1950 à 2011.

**Figure 41.** Type de données et années utilisées dans le modèle SS pour l'espadon du nord.

**Figure 42.** Taille par âge observée et ajustée pour les femelles (en haut à gauche) et les mâles (en haut à droite) avec les écarts types associés; et sex ratio prévu (ligne) et observé (points), tels qu'observés par les données des observateurs des Etats-Unis (en bas) pour l'espadon du nord en 2011.

**Figure 43.** Sélectivité basée sur la taille par flottille pour la configuration qui permettait une forme en cloche (en haut) et la configuration qui contraignait à avoir une forme asymptote pour l'espadon du nord.

**Figure 44.** Ajustement aux compositions par taille de sexes combinés regroupées par flottille, pour la configuration qui permettait une forme en cloche (en haut) et la configuration qui contraignait à avoir une forme asymptote pour l'espadon du nord en 2011.

**Figure 45.** Valeurs résiduelles de l'ajustement à la CPUE canadienne sans l'inclusion de l'AWP (ligne supérieure) et avec son inclusion (ligne du bas) pour l'espadon du nord en 2011.

**Figure 46.** Valeurs résiduelles de l'ajustement à la CPUE spécifique à l'âge de l'UE-Espagne sans l'inclusion de l'AWP (colonne de gauche) et avec son inclusion (colonne de droite) pour l'espadon du nord en 2011.

**Figure 47.** Estimations de  $B/B_{PME}$  (en haut à gauche),  $F/F_{PME}$  (en haut à droite), biomasse du stock reproducteur (en bas à gauche), et recrutement pour les estimations d'ASPIC de 2009 et les trois configurations du modèle final SS envisagées pour l'espadon du nord en 2011.

**Figure 48.** Estimations de  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$  et déviations standard en 2011 pour la configuration du modèle SS avec une sélectivité concave permise et une covariance environnementale (file supérieure), avec une sélectivité asymptotique forcée et sans covariance environnementale (file intermédiaire) et une sélectivité asymptotique forcée avec une covariance environnementale (file inférieure) pour l'espadon du nord en 2011.

**Figure 49.** Profils de vraisemblance pour  $K$  (en haut) et  $PME$  (en bas) par composante de données pour les scénarios 1, 2, 3 et 4 d'ASPIC pour l'espadon de l'Atlantique sud.

**Figure 50.** Profils de vraisemblance pour  $B_1/K$  par composante de données pour les scénarios 1, 2, 3 et 4 d'ASPIC pour l'espadon de l'Atlantique sud.

**Figure 51.** Nuages de points entre les indices d'abondance pour le stock d'espadon de l'Atlantique sud, démontrant le degré de corrélation entre les valeurs des indices.

**Figure 52.** Valeurs résiduelles de l'ajustement des indices séparés aux données de capture pour les scénarios 1, 2, 3 et 4 d'ASPIC pour l'espadon de l'Atlantique sud.

**Figure 53.** Diagrammes des décalages des valeurs résiduelles de l'ajustement des indices séparés du stock d'espadon de l'Atlantique sud aux données de capture pour les scénarios 1, 2, 3 et 4 d'ASPIC. Ces diagrammes démontrent l'autocorrélation dans les valeurs résiduelles.

**Figure 54.** Analyse de sensibilité de Jackknife du modèle ASPIC de l'espadon de l'Atlantique sud, dans laquelle les indices sont omis un par un.

**Figure 55.** Résultats pour l'espadon de l'Atlantique Sud d'après l'analyse rétrospective du cas de référence d'ASPIC.

**Figure 56.** Sensibilité des tendances de la biomasse aux valeurs alternatives pour  $B_1/K$ .  $K$  était maintenue constante et  $B_1$  pouvait varier dans le scénario 1 (en haut) et le scénario 2 (en bas) du modèle ASPIC pour l'espadon de l'Atlantique sud.

**Figure 57.** Espadon du sud: Indices observés d'abondance (ligne bleue) et indice estimé (ligne rouge) du cas de référence du modèle de production excédentaire (ASPIC) pour l'espadon de l'Atlantique sud.

**Figure 58.** Espadon de l'Atlantique sud :  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$  estimées par ASPIC, les lignes en pointillé sont les 80 centiles inférieur et supérieur des scénarios par bootstrap.

**Figure 59.** Comparaison du modèle ASPIC 2009 et du scénario de 2013 d'ASPIC avec des indices séparés sans le Brésil et le Taïpei chinois. La figure supérieure montre les tendances des estimations de la biomasse et de la mortalité par pêche absolues. La figure inférieure montre les diagrammes relatifs.

**Figure 60.** Diagrammes de la distribution à priori du cas de référence pour  $K$  pour l'espadon de l'Atlantique sud. Les distributions à priori pour  $K$  sont également représentées conjointement avec la moyenne de la distribution à priori située à 50% et 150% de la moyenne de la distribution à priori du cas de référence, appliquées dans les analyses de sensibilité.

**Figure 61.** Diagrammes de la biomasse estimée du stock d'espadon et des déviations de l'erreur de processus estimées pour le cas de référence du modèle BSP (R.S) appliqué à la CPUE par pavillon, excluant l'indice du Taïpei chinois dans l'Atlantique sud.

**Figure 62.** Diagrammes des valeurs résiduelles pour les données de CPUE par pavillon pour le cas de référence du modèle BSP (R.S) appliqué à l'espadon de l'Atlantique sud.

**Figure 63.** Diagrammes des estimations et des prévisions de a) la biomasse du stock et b) le taux de mortalité par pêche d'après une analyse rétrospective de validation par recoupement avec les scénarios du modèle BSP pour l'espadon de l'Atlantique sud.

**Figure 64.** Diagrammes des estimations et des prévisions de a)  $r$ , b)  $K$ , c)  $F_{PME}$ , d)  $PME$ , e)  $F_{2011}/F_{PME}$  et  $B_{2011}/B_{PME}$  d'après une analyse rétrospective de validation par recoupement avec les scénarios du modèle BSP pour l'espadon de l'Atlantique sud avec la distribution à priori informative pour  $K$ .

**Figure 65.** Diagrammes des estimations et des prévisions de a)  $r$ , b)  $K$ , c)  $F_{PME}$ , d)  $PME$ , e)  $F_{2011}/F_{PME}$  et  $B_{2011}/B_{PME}$  d'après une analyse rétrospective de validation par recoupement avec les scénarios du modèle BSP pour l'espadon de l'Atlantique sud avec la distribution à priori uniforme pour  $K$ .

**Figure 66.** Résultats de la distribution à posteriori d'après une analyse de Jackknife des données de CPUE par pavillon dans l'application de BSP à l'espadon de l'Atlantique sud.

**Figure 67.** Résultats de l'analyse de sensibilité pour l'espadon de l'Atlantique sud montrant les distributions à posteriori pour les paramètres et les variables du modèle BSP lorsqu'une distribution à priori uniforme pour  $K$  est appliquée, lorsque différentes moyennes de distributions à priori sont appliquées pour  $r$  et lorsque les CPUE du Taïpei chinois (CTP) sont incluses ou omises.

**Figure 68.** Résultats de la distribution à posteriori pour différents paramètres et variables présentant un intérêt dans une analyse de sensibilité de BSP appliquée à l'espadon de l'Atlantique sud, dans le cadre de différentes distributions à priori pour  $K$  et  $r$  mais essentiellement avec l'application de distributions à priori informatives pour  $K$ .

**Figure 69.** Diagramme de Kobe pour le scénario RS de BSP pour l'espadon de l'Atlantique sud.

**Figure 70.**  $B/B_{PME}$  (en haut) et  $F/F_{PME}$  (en bas) pour l'espadon de l'Atlantique sud estimées par BSP2. La médiane à posteriori et les intervalles de 90% sont représentés graphiquement.

**Figure 71.** Diagramme de Kobe pour le modèle de référence d'ASPIC pour l'espadon de l'Atlantique sud.

**Figure 72.** Prise totale (t) par an pour les dix pavillons enregistrant la plus forte prise moyenne de 2001 à 2011, dans l'Atlantique sud. Une régression linéaire (ligne noire) et une moyenne mobile (ligne rouge, moyenne mobile à 3 points) décrivent les tendances.

**Figure 73.** Poids moyen (kg) par espadon par année (2001 – 2011) pour les dix pavillons enregistrant la plus forte prise moyenne de 2001 à 2011 dans l'Atlantique sud.

**Figure 74.** N-SWO Tendances de la médiane de la biomasse relative ( $B/B_{PME}$ ) et de la mortalité par pêche relative ( $F/F_{PME}$ ) pour le stock prévu d'espadon de l'Atlantique nord, sur la base du scénario 2 de référence d'ASPIC SP dans le cadre de scénarios de prises constantes (mille tonnes). Les lignes montrent la valeur de la médiane des scénarios par bootstrap et les lignes en pointillé représentent les intervalles de confiance de 80% dans la projection à 13.700 t dans la période de projection et les prises observées dans la période historique. 13.700 t correspond au TAC de 2012.

**Figure 75.** Future projection de la biomasse/ $B_{PME}$  pour l'espadon de l'Atlantique nord d'après le modèle BSP avec sigma sur l'erreur de processus de 0,05. Les lignes en pointillé représentent les intervalles de crédibilité de 95% pour un TAC de 13.700 t.

**Figure 76.** Future projection de la mortalité par pêche/ $F_{PME}$  pour l'espadon de l'Atlantique nord d'après le modèle BSP avec des valeurs de 0,05 avec sigma sur l'erreur de processus. Les lignes en pointillé représentent les intervalles de crédibilité de 95% autour d'un TAC de 13.700 t.

**Figure 77.** Future projection de la biomasse/ $B_{PME}$  pour l'espadon de l'Atlantique sud d'après le modèle BSP. Les lignes en pointillé représentent les intervalles de crédibilité de 95% autour d'un TAC de 13.700 t.

**Figure 78.** Future projection de la mortalité par pêche/ $F_{PME}$  pour l'espadon de l'Atlantique sud d'après le modèle BSP. Les lignes en pointillé représentent les intervalles de crédibilité de 95% autour d'un TAC de 13.700 t.

**Figure 79.** Biomasse prévue pour l'espadon du sud par rapport à  $B_{PME}$  pour différents niveaux de capture, d'après le modèle ASPIC, excluant les indices de la palangre du Taipei chinois.

**Figure 80.** Mortalité par pêche prévue pour l'espadon du sud par rapport à  $F_{PME}$  pour différents niveaux de capture, d'après le modèle ASPIC, excluant les indices de la palangre du Taipei chinois.

**Figure 81.** Réglementation de contrôle des captures et points de référence limites pour l'espadon de l'Atlantique nord utilisant le modèle développé par le Groupe de travail sur des méthodes d'évaluation des stocks.

## FIGURAS

**Figura 1.** Desviaciones respecto a lo observado y lo previsto (es decir, valores residuales) para la CPUE Canadá y la CPUE española específica de la edad a partir de una regresión del modelo SS respecto al tamaño anual de la piscina cálida del Atlántico.

**Figura 2.** Descripción de la migración latitudinal estacional del pez espada en aguas de la costa este de Estados Unidos a partir de datos de observadores de Estados Unidos. Los números y colores en las cuadrículas representan la sex ratio media (los machos son azules y 1; las hembras son rojas y 2). La línea negra representa la climatología mensual de la expansión y contracción (es decir, área) de la piscina cálida del Atlántico.

**Figura 3.** Índices específicos de la flota en biomasa, estandarizados por científicos de las CPC, que se consideran adecuados para su uso en modelos de evaluación de stock.

**Figura 4.** Índice combinado del caso de continuidad comparado con los índices específicos de la flota en biomasa estandarizados por científicos de las CPC.

**Figura 5.** Comparación de las tendencias de CPUE nominal calculadas a partir de los datos de captura y esfuerzo utilizados para el cálculo de índices combinados estandarizados para las reuniones de evaluación del stock de pez espada de 2009 y 2013.

**Figura 6.** Comparación de los índices combinados del caso de continuidad con los índices combinados desarrollados utilizando GLM con diferentes esquemas de ponderación (sin ponderación, ponderación por área y ponderación por captura).

**Figura 7.** Patrones en las tasas de captura estandarizadas para el pez espada del Atlántico sur a lo largo del tiempo a partir de nueve series de CPUE estandarizadas. Las series de CPUE fueron escaladas a su media para los años de solapamiento.

**Figura 8.** Índices de CPUE combinada y estandarizada desarrollados para la evaluación de 2013 del stock del pez espada del Atlántico sur.

**Figura 9.** Estimaciones puntuales de  $K$ ,  $r$ ,  $B/B_{RMS}$ ,  $F/F_{RMS}$ ,  $F_{RMS}$  y  $RMS$  resultantes de un análisis retrospectivo del modelo ASPIC del pez espada del Atlántico norte.

**Figura 10.** Diagnósticos de Jackknife para el pez espada del Atlántico norte. Tendencias de la biomasa (inicio del año) y de la mortalidad por pesca estimadas cuando se eliminaba un índice de abundancia en particular de los datos de entrada del modelo ASPIC (ensayo 6). La leyenda indica el índice concreto eliminado de cada ensayo.

**Figura 11.** Diagrama de control de calidad de las trayectorias de la mortalidad por pesca relativa (arriba) y la biomasa relativa (abajo) para caso base del modelo de 2009 (rojo) y el caso base del modelo de 2013 (ensayo 2) y datos de captura actuales 1963-2011. Las líneas muestran la mediana y los percentiles 5 y 95.

**Figura 12.** Resultados del caso base de ASPIC, ensayo 2, para el pez espada del Atlántico norte. Valores residuales del índice de biomasa combinada (arriba izquierda) e índice predicho (derecha) y tendencias anuales relativas de biomasa ( $B/B_{RMS}$ ) y de mortalidad por pesca ( $F/F_{RMS}$ ) para 1950-2011.

**Figura 13.** Tendencias en las estimaciones puntuales de la biomasa (arriba) y de la mortalidad por pesca (abajo) relativas del pez espada del Atlántico norte a partir del caso base del modelo ASPIC (ensayo 2).

**Figura 14.** N-SWO. Distribución de los ensayos de bootstrap para el caso base del modelo ASPIC (ensayo 2) al estimar  $B_1/K$ . El diagrama de la derecha muestra los diagramas de cajas de 1000 bootstraps y el de la izquierda los histogramas correspondientes.

**Figura 15.** N-SWO. Tendencias anuales de biomasa relativa ( $B/B_{RMS}$ ) con intervalos de confianza estimados del 80% para el caso base del modelo estimando (ensayo 2) todos los parámetros iniciales ( $B_1/K$ ,  $K$ ,  $RMS$ ,  $q$ ) o fijando  $B_1/K$  en 0,875 (ensayo 2).

**Figura 16.** N-SWO. Ensayo de validación por verificación cruzada proyectado a partir de los escenarios retrospectivos utilizando la captura conocida (Tarea I). Las curvas superiores e inferiores representan los intervalos de confianza del 80%.

**Figura 17.** N-SWO. Tendencias relativas de biomasa ( $B/B_{RMS}$ ) y mortalidad por pesca ( $F/F_{RMS}$ ) estimadas por el modelo de producción logístico (ensayo 2-caso base de ASPIC) y el modelo de producción excedente de Fox (ensayo 3 de ASPIC).

**Figura 18.** Diagramas de diagnóstico del pez espada del norte. Ejemplo de los patrones residuales para los índices de abundancia por flota predichos por el ensayo 5 SPM de ASPIC.

**Figura 19.** N-SWO. Tendencias de la mortalidad por pesca, la biomasa total, la  $F$  relativa y la biomasa relativa para el caso base (ensayo 2) y ensayos con múltiples índices de abundancia (ensayos 4 a 6) a partir de un modelo de producción excedente para el pez espada del Atlántico norte.

**Figura 20.** Tendencias en las estimaciones de mortalidad por pesca y biomasa absolutas del pez espada del Atlántico norte a partir del caso base de ASPIC (ensayo 2) y del caso de referencia de BSP2 (ensayo 1).

**Figura 21.** Histogramas de mortalidad por pesca absoluta (2011) y de biomasa total predichas (inicio de 2012) a partir del caso base (ensayo 2) del modelo ASPIC para el pez espada del Atlántico norte.

**Figura 22.** N-SWO. Diagrama de Kobe para el estado del pez espada del Atlántico norte al inicio de 2012. Los puntos muestran los resultados de 1000 ensayos de bootstrap, el rombo muestra el punto estimado de la mediana y la línea continua la trayectoria del estado del stock desde 1950 (caso base de ASPIC, ensayo 2 norte).

**Figura 23.** N-SWO. Diagrama de fase de la mortalidad por pesca y la biomasa relativas a partir del caso base de ASPIC (ensayo 2). Las áreas representan los contornos de densidad de los cuantiles no paramétricos estimados (en incrementos de 0,05) de 1000 ensayos de bootstrap. Los histogramas muestran la distribución marginal para cada variable.

**Figura 24.** N-SWO. Comparación de la biomasa (izquierda) y la mortalidad por pesca (derecha) relativas estimadas por los casos base del modelo en las evaluaciones de 2009 y 2013. La línea delgada indica los límites de confianza del 80% para las estimaciones de 2013.

**Figura 25.** Diagrama de la fracción de la distribución posterior tomada por la máxima ponderación extraída en el ensayo del caso base de BSP para el pez espada del Atlántico norte.



**Figura 26.** Diagramas de a. valores residuales para los datos de CPUE por pabellón y b. CPUE observada frente a CPUE predicha con el ensayo R. S del modelo BSP aplicado al pez espada del Atlántico norte.

**Figura 27.** a. Diagramas de la biomasa estimada del stock de pez espada y b) desviaciones del error de proceso para la aplicación del caso de referencia del modelo BSP (R.N) al índice de CPUE combinado en el Atlántico norte.

**Figura 28.** Diagramas de a. biomasa del stock y b. estimaciones de la tasa de mortalidad por pesca y predicciones a partir de un análisis retrospectivo de validación cruzada con los ensayos del modelo BSP para el pez espada del Atlántico norte.

**Figura 29.** Estimaciones puntuales de  $K$ ,  $r$ ,  $B/B_{RMS}$ ,  $F/F_{RMS}$ ,  $F_{RMS}$  y  $RMS$  resultantes de una análisis retrospectivo del caso de referencia (ensayo R.N.) de BSP2 del pez espada del Atlántico norte.

**Figura 30.** Valores residuales estandarizadas dibujadas contra el año para el ajuste del modelo BSP a los índices de CPUE por pabellón para el Atlántico norte.

**Figura 31.** Diagramas de a) el ajuste del modelo BSP a los datos de la CPUE estandarizada por pabellón y b) las desviaciones anuales asociadas del error de proceso.

**Figura 32.** Biomasa del stock y b) trayectorias de la estimación de la tasa de mortalidad por pesca a partir de un análisis retrospectivo de validación cruzada con el ajuste de BSP a los datos de CPUE por pabellón con una ponderación igual (ensayo C.1) para el pez espada del Atlántico norte.

**Figura 33.** Diagramas de patrones retrospectivos en estimaciones de a)  $r$ , b)  $K$ , c)  $F_{RMS}$ , d)  $RMS$ , e)  $F_{2011}/F_{MSY}$  y f)  $B_{2011}/B_{MSY}$  en el ensayo C.1. del modelo BSP en el que el BSP se ajustó a la CPUE por pabellón con una ponderación igual a las diferentes series de CPUE para el pez espada del Atlántico norte.

**Figura 34.** Distribuciones posteriores marginales para a) capacidad de transporte ( $K$ ), b)  $r$ , c) tasa de mortalidad por pesca en 2011/ $F_{RMS}$  y d) biomasa del stock en 2011/ $B_{RMS}$ . Se llevaron a cabo ensayos de diagnóstico para el pez espada del Atlántico norte dejando fuera una serie de CPUE cada vez.

**Figura 35.** Distribuciones posteriores marginales y distribuciones posteriores pre datos post modelo para el ensayo del caso de referencia del modelo BSP para el pez espada del Atlántico norte.

**Figura 36.** Distribuciones posteriores marginales para  $K$ ,  $r$ ,  $F(2011)/F_{RMS}$ ,  $B(2011)/B_{RMS}$  para el pez espada del Atlántico norte bajo distribuciones previas diferentes para  $r$  y  $K$ , con el modelo BSP ajustado al índice combinado para el pez espada del Atlántico norte.

**Figura 37.** Factores bayesianos calculados para el modelo BSP cuando se aplican al índice combinado y se ejecutan con valores para  $B_{RMS}/K$  que oscilan entre 0,1 a 0,6 (ensayos del modelo BSP B.1-B.5 y R.N).

**Figura 38.** Diagrama de fase de Kobe a partir del ajuste del modelo BSP al índice combinado (ensayo R.N) para el pez espada del Atlántico norte. Los rombos muestran las extracciones individuales de la distribución posterior mientras que la trayectoria muestra los valores de la mediana posterior de  $F/F_{RMS}$  y  $B/B_{RMS}$  desde 1950 a 2011.

**Figura 39.** Diagramas de las ratios de i) biomasa del stock respecto a  $B_{RMS}$  y ii) tasa de mortalidad por pesca respecto a  $F_{RMS}$  a partir del caso base de BSP para el pez espada del Atlántico norte.

**Figura 40.** Diagrama de fase de Kobe a partir del ajuste del modelo BSP a los índices de CPUE por pabellón (ensayo C.1) para el pez espada del Atlántico norte. Los rombos muestran las extracciones individuales de la distribución posterior mientras que la trayectoria muestra los valores de la mediana posterior de  $F/F_{RMS}$  y  $B/B_{RMS}$  desde 1950 a 2011.

**Figura 41.** Tipo de datos y año usado en modelo SS para el pez espada del Atlántico norte.

**Figura 42.** Talla por edad ajustada y observada para las hembras (arriba izquierda) y los machos (arriba derecha) con desviaciones estándar asociadas y sex ratio prevista (línea) y observada (puntos) como se observa en los datos de observadores estadounidenses (abajo) para el pez espada del norte en 2011.

**Figura 43.** Selectividad basada en la talla por flota para la configuración que permitió la forma cóncava (arriba) y la configuración que forzó la forma asintótica para el pez espada del norte.

**Figura 44.** Ajuste a las composiciones por talla de sexos combinados agregadas por flota para la configuración que permitió la forma cóncava (arriba) y la configuración que forzó la forma asintótica para el pez espada del norte en 2011.

**Figura 45.** Valores residuales del ajuste a la CPUE canadiense sin la piscina cálida del Atlántico incluida (fila superior) y con ella incluida (fila inferior) para el pez espada del Atlántico norte en 2011.

**Figura 46.** Valores residuales del ajuste a la CPUE española específica de la edad sin la piscina cálida del Atlántico incluida (columna izquierda) y con ella incluida (columna derecha) para el pez espada del Atlántico norte en 2011.

**Figura 47.** Estimaciones de  $B/B_{RMS}$  (arriba izquierda),  $F/F_{RMS}$  (arriba derecha), biomasa reproductora del stock (abajo izquierda) y reclutamiento para las estimaciones procedentes de la estimación de ASPIC de 2009 y las tres configuraciones finales del modelo SS consideradas para el pez espada del norte en 2011.

**Figura 48.** Estimaciones de  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  y desviaciones estándar en 2011 para la configuración del modelo SS con una selectividad cóncava permitida y una covariable medioambiental (fila superior), con una selectividad asintótica forzada y sin covariable medioambiental (fila intermedia) y selectividad asintótica forzada con covariable medioambiental (fila inferior) para el pez espada del norte en 2011.

**Figura 49.** Perfiles de verosimilitud para K (arriba) y RMS (abajo) por componente de datos para los ensayos 1, 2, 3 y 4 de ASPIC del pez espada del Atlántico sur.

**Figura 50.** Perfiles de verosimilitud para  $B_1/K$  por componente de datos para los ensayos 1, 2, 3 y 4 de ASPIC del pez espada del Atlántico sur.

**Figura 51.** Gráficos de dispersión entre los índices de abundancia para el stock de pez espada del Atlántico sur demostrando el grado de correlación entre los valores de los índices.

**Figura 52.** Valores residuales del ajuste de los índices separados del stock de pez espada del Atlántico sur a los datos de captura para los ensayos 1, 2, 3 y 4 de ASPIC.

**Figura 53.** Diagramas de desfase de los valores residuales del ajuste de los índices separados del stock de pez espada del Atlántico sur a los datos de captura para los ensayos 1, 2, 3 y 4 de ASPIC. Estos diagramas demuestran la autocorrelación en los valores residuales.

**Figura 54.** Análisis de sensibilidad Jackknife de un modelo ASPIC del pez espada del Atlántico sur en el que los índices se eliminaron uno cada vez.

**Figura 55.** Resultados para el pez espada del Atlántico sur a partir del análisis retrospectivo del caso de referencia de ASPIC.

**Figura 56.** Sensibilidad de las tendencias de la biomasa a los valores alternativos para  $B_1/K$ . K se mantuvo constante y se permitió que  $B_1$  variara en el ensayo 1 (arriba) y el ensayo 2 (abajo) del modelo ASPIC para el pez espada del Atlántico sur.

**Figura 57.** Pez espada del sur: Índices de abundancia observados (línea azul) e índice estimado (línea roja) por el modelo de producción excedente (ASPIC) para el caso de referencia para el pez espada del Atlántico sur.

**Figura 58.**  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  estimadas para el pez espada del Atlántico sur a partir de ASPIC, la línea discontinua indica los límites del 80% inferiores y superiores de los ensayos de bootstrap.

**Figura 59.** Comparación del ensayo de ASPIC de 2009 con el ensayo de ASPIC de 2013 con índices separados, sin Brasil y sin Taipei Chino. La figura superior muestra las tendencias de las estimaciones de biomasa y mortalidad por pesca absolutas. La figura inferior muestra los diagramas relativos.

**Figura 60.** Diagramas de la distribución previa del caso de referencia para K para el pez espada del Atlántico sur. Se muestran también las distribuciones previas para K con la media de la distribución previa en 50% y 150% de la media de la distribución previa del caso de referencia que se aplicaron en los análisis de sensibilidad.

**Figura 61.** Diagramas de la biomasa estimada del stock de pez espada y desviaciones del error de proceso para la aplicación del caso de referencia del modelo BSP (R.S) a la CPUE por pabellón excluyendo el índice de Taipei Chino en el Atlántico sur.

**Figura 62.** Diagramas de valores residuales para los datos de CPUE por pabellón con el ensayo R. S del modelo BSP aplicado al pez espada del Atlántico sur.

**Figura 63.** Diagramas de las estimaciones y predicciones de a) la biomasa del stock y b) la tasa de mortalidad por pesca a partir de un análisis retrospectivo de validación cruzada con los ensayos del modelo BSP para el pez espada del Atlántico sur.

**Figura 64.** Diagramas de las estimaciones y predicciones de a) r, b) K, c)  $F_{RMS}$ , d) RMS y e)  $F_{2011}/F_{RMS}$  y  $B_{2011}/B_{RMS}$  a partir de un análisis retrospectivo de validación cruzada con los ensayos del modelo BSP para el pez espada del Atlántico sur con la distribución previa informativa para K.

**Figura 65.** Diagramas de las estimaciones y predicciones de a)  $r$ , b)  $K$ , c)  $FRMS$ , d)  $RMS$  y e)  $F_{2011}/F_{RMS}$  y  $B_{2011}/B_{RMS}$  a partir de un análisis retrospectivo de validación cruzada con los ensayos del modelo BSP para el pez espada del Atlántico sur con una distribución previa uniforme para  $K$ .

**Figura 66.** Resultados de la distribución posterior a partir de un análisis jackknife de los datos de CPUE por pabellón en la aplicación del modelo BSP al pez espada del Atlántico sur.

**Figura 67.** Resultados del análisis de sensibilidad para el pez espada del Atlántico sur mostrando las distribuciones posteriores para los parámetros y variables del modelo BSP cuando se aplica una distribución previa uniforme para  $K$ , se aplican diferentes medias de distribuciones previas para  $r$  y las CPUE de Taipei Chino están incluidas o no.

**Figura 68.** Resultados de la distribución posterior para diferentes parámetros y variables de interés en un análisis de sensibilidad del BSP aplicado al pez espada del Atlántico sur bajo diferentes distribuciones previas para  $K$  y  $r$  pero principalmente aplicando distribuciones previas informativas para  $K$ .

**Figura 69.** Diagrama de Kobe para el ensayo R.S del BSP para el pez espada del Atlántico sur.

**Figura 70.**  $B/B_{RMS}$  (arriba) y  $F/F_{RMS}$  (abajo) para el pez espada del Atlántico sur estimadas mediante BSP2. Se muestran la mediana posterior y los intervalos de 90%.

**Figura 71.** Diagrama de Kobe para el caso de referencia de ASPIC para el pez espada del Atlántico sur.

**Figura 72.** Captura total ( $t$ ) por año para los diez pabellones con la mayor captura media desde 2001-2011 en el Atlántico sur. Una regresión lineal (línea negra) y una media móvil (línea roja, media móvil de 3 puntos) describen las tendencias.

**Figura 73.** Peso medio total (kg) por pez espada por año (2001-2011) para los diez pabellones con la mayor captura media desde 2001-2011 en el Atlántico sur.

**Figura 74.** Tendencias de la mediana de la biomasa ( $B/B_{RMS}$ ) y la mortalidad por pesca ( $F/F_{RMS}$ ) relativas para la proyección del stock de pez espada del Atlántico norte basándose en el ensayo 2 del modelo ASPIC SP en el marco de diferentes escenarios de captura constante (miles de toneladas). Las líneas muestran la mediana de los ensayos de bootstrap y las líneas discontinuas son los intervalos de confianza del 80% en la proyección correspondiente a 13.700 t en el periodo de la proyección y la captura observada en el periodo histórico. 13.700 t es el TAC de 2012.

**Figura 75.** Proyección futura de biomasa/ $B_{RMS}$  del pez espada del Atlántico norte a partir del modelo BSP con sigma en el error de proceso de 0,05. Las líneas discontinuas son los intervalos de confianza del 95% alrededor de un TAC de 13.700 t.

**Figura 76.** Proyección futura de  $F/F_{RMS}$  del pez espada del Atlántico norte a partir del modelo BSP con valores de 0,05 para sigma en el error de proceso. Las líneas discontinuas son los intervalos de confianza del 95% alrededor de un TAC de 13.700 t.

**Figura 77.** Proyección futura de  $B/B_{RMS}$  a partir del modelo BSP para el pez espada del Atlántico sur. Las líneas discontinuas son los intervalos de confianza del 95% alrededor de un TAC de 13.700 t.

**Figura 78.** Proyección futura de  $F/F_{RMS}$  a partir del modelo BSP para el pez espada del Atlántico sur. Las líneas discontinuas son los intervalos de confianza del 95% alrededor de un TAC de 13.700 t.

**Figura 79.** Biomasa proyectada del pez espada del sur relativa a  $B_{RMS}$  para diferentes niveles de captura a partir del modelo ASPIC excluyendo los índices de palangre de Taipei Chino.

**Figura 80.** Mortalidad por pesca proyectada del pez espada del sur relativa a  $F_{RMS}$  para diferentes niveles de captura a partir del modelo ASPIC excluyendo los índices de palangre de Taipei Chino.

**Figura 81.** Norma de control de la captura y puntos de referencia límite para el pez espada del Atlántico norte que utilizan el modelo desarrollado por el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stocks.

## **APPENDICES**

**Appendice 1.** Ordre du jour.

**Appendice 2.** Liste des participants

**Appendice 3.** Liste des documents.

## **APÉNDICES**

**Apéndice 1.** Orden del día provisional

**Apéndice 2.** Lista de participantes.

**Apéndice 3.** Lista de documentos





**Table 2.** Estimated catch of swordfish north and south by the Group for 2012. Highlighted cells show the catch values by flag that were estimated as the average of the prior three years (2009-11). Total catch by stock for 2012 (14,038 t N-SWO and 10,393 t S-SWO) was used for projections, for 2013 the TACs (13,700 t and 15,000 t) were assumed for each stock.

Sum of Qty_t		YearC													
Stock	Flag	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
ATN	Barbados	13.2	19	10.4	21.43	25.27	44.023	39.36	26.57	38.569	19.753	12.687	23.078	20.974	
	Belize								8.725	0.976	112.249	106.4	184.008	140.625	
	Brasil	117.3													
	CAN	1017.693	1105.291	992.025	1363.478	1248.113	1664.182	1441.565	1408.987	1372.687	1309.02	1360.76	1558.398	1599.184	
	China P.R.	21.6	101.7	90.2	315.8	55.836	107.944	72	85	92	92	73.271	74.705	59.002	
	Chinese Tai	347	299	310	257	30	140	172	103	82	89	88	192	166	
	Côte D'Ivoire										25	29.94		6.596	
	Cuba			9.73	2.5	3.3	2.3	1.5							
	Dominica		1			0.102	0.18	0.364	0.299	0.306	0.73		0.026	0.378	
	SPA	4595.01	3967.891	3957.3	4585.7	5376.001	5521.091	5447.907	5564.289	4365.696	4949	4147.1	4888.508	5622.065	
	EU.France	121.9		74	169	101.7	177.761	92.333	46.033	13.9957	15.01349	35.26302	15.92826	22.06826	
	EU.Ireland	35.1	17.26	5	12	1.46	1.28	2.589	1.82	2.202	0.947	1.499	2.217	5.25	
	EU.Netherlands									0.046				0.648	
	POR	731.5	734.55	765.805	1031.973	1319.743	900.476	949.016	777.9743	747.08	897.7491	1054.464	1202.872	882.285	
	EU.United K	0.51						0.0075	0.1566			2.2342	0.3255	0.171	
	Faroe Islan	4													
	FR.St Pierre et Miquelon				10.2	2.8	35.65	48.4		82.015	47.563	17.093	89.854	0.604	35.85033
	Grenada	84.31		53.807	88.03	73.112	55.528	30.274	26.464	42.737					
	JAP	759	567	319	263	575	705.306	656.181	889.056	935.468	777.537	1062.336	523.338	715.156	
	Korea Rep.							51	65	175.171	156.697	3	170.056	97.731	
	Libya								2.4						
	MAR	114	523	223	329	335	334	341	237	430	724	963	782	823	
	Mexico	37	26.607	33.646	31.956	43.995	41.351	31.451	34.658	33.83	32.424	35.434	38.094	40.516	
	Philippines		1.416	4.11	44.015	4.525			8		21.68	27.9	17.22	36.497	
	Russian Federation							1							
	Senegal						107.73	107.73		38		28	11	1	44.075
	Seychelles	9.769													
	Sierra Leon	2.246	2.393												
	St. Vincent :	0.1	22	22	7.14	7.14	7.14		51.473	7.055	33.651	12.63	10.701	16.335	
	Sta. Lucia				0.2	1.603	2.631	0.075	0.356	1.578	0.303	0.033	0.363	0.233	
	Trinidad an	41	75	92	77.733	82.663	90.798	19.277	28.517	48.122	30.179	21.263	15.604	14.073	
	USA	3353.26	2524.98	2647.6	2794.55	2654.669	2387.638	2057.848	2682.798	2591.693	2878.031	2411.847	2773.746	3651.03	
	UK.Bermud:	3	2	0.4	0.45	0.5	0.5		3.131	3.975	3.196	2.817	2.849	1.377	
UK.British Virgin Islands					4.214	4.214	7		3.009			3.753	3.753		
UK.Turks and Caicos								0.217							
Vanuatu					34.567	29.29	13.828				9.906	23.244	15.476		
Venezuela	44.017	20.7	33.8	44.7	53.438	54.62	21.562	30.276	10.755	13.4	23.637	17.824	18.287		
<b>Total</b>		11452.52	10010.79	9654.023	11442.46	12175.33	12480.38	11472.54	12301.99	11049.72	12081.41	11553.47	12522.78	14038.64	
ATS	Angola						3								
	Argentina	0.13	5.406	10.006	7.724	0.12						0.602	0.495	0.5485	
	Belize	8.21							119.733	31.957	111.345	120.871	206.617	196.608	
	Brasil	4579.3	4081.6	2910	2919.994	2998.064	3785.493	4430.179	4243.484	3412.603	3385.602	2925.609	3033.034	3031.417	
	China P.R.	344	200.3	423	353.3	277.766	91.273	300	473	470	291	295.83	247.508	315.504	
	Chinese Tai	1303	1149	1164	1254	745	744	377	671	727	612	410	424	379	
	Côte D'Ivoir	20	18.9	19	43	28.6	31	39.48	17.41	159	100	113.77	145.44	81.76764	
	SPA	6387.996	5788.704	5740.7	4526.9	5483.006	5402.002	5299.997	5283.497	4072.597	5182.994	5800.795	4699.998	4851.58	
	POR	391.8	392.5	380	353.883	345.151	492.555	439.581	428.322	270.697	366.8737	231.595	262.5301	184.369	
	EU.United Kingdom			0.1				49.04				2.7792			
	Gabon				8.6										
	Ghana	116.54	530.6	371.68	734.28	342.57	54.666	31.873	65	176.869	132.241	116.011	60.143	53.92	
	JAP	790	685	832.654	924.052	686	479.629	1089.893	2154.571	1599.56	1339.582	1314.141	1232.529	861.602	
	Korea Rep.	9.654	0.1	1.5	24	70	36	94	175.829	223.303	10	147.426	70.172	78.727	
	Mixed flags	3.8													
	Namibia	468.738	750.79	503.7	191.47	549.161	831.575	1118.027	1037.575	518.2	25.41	416.77	414.25	84.6625	
	Philippines		5.87	0.79	8.05	1	1.016	4	58.404	41.219	49.313	13.559	34.691	15	
	S. Tomé e Pr	119.5	119.5	119.5	119.5	125.9	146.6	138.3	138.3	183	188	193			
	Senegal									77	138.116	195	180.408	264.069	161.833
	Seychelles			5.903											
	South Afric:	328.1	547.26	649.2	292.955	294.533	199.317	185.636	206.825	142.052	170.088	144.801	96.57445	50.24514	
	St. Vincent and Grenadines								10.176	6.833	16.226	4.459	2.806	3.418	
	Togo					9	10	2							
	USA	143.83	43.39	200.3	20.94	15.71						0.256311			
	UK.Sta Helena		20.06	3.91											
	Uruguay	713	789	768	850	1105	843	619.921	463.86	369.726	500.879	222.2981	179.102	40.149	
	Vanuatu							11.228	26.111	5.533	3.268	3.193	1.1609	2.737	
<b>Total</b>		15727.6	15127.98	14103.94	12632.65	13076.58	13162.35	14245.04	15629.52	12546	12679.33	12655.39	11375.12	10393.09	

**Table 3.** Final biomass indices considered to be suitable for use in assessment models for North Atlantic swordfish.

YEAR	INDEX	Nominal	Stand.	Rescaled	CV	INDEX	Nominal	Stand.	Rescaled	CV	INDEX	Nominal	Stand.	Rescaled	CV	INDEX	Nominal	Stand.	Rescaled	CV	INDEX	Nominal	Stand.	Rescaled	CV	INDEX	Nominal	Stand.	Rescaled	CV			
1963	Canada	3,29	2,02	1,72	0,13																												
1964	Canada	1,17	0,95	0,80	0,09																												
1965	Canada	0,75	0,71	0,60	0,09																												
1966	Canada	0,78	0,72	0,61	0,08																												
1967	Canada	0,95	0,85	0,72	0,08																												
1968	Canada	0,65	0,62	0,52	0,09																												
1969	Canada	0,63	0,59	0,50	0,09																												
1970	Canada	0,76	0,72	0,61	0,08																												
1971																																	
1972																																	
1973																																	
1974																																	
1975																						Japan		27,53	1,31	0,09							
1976																						Japan		18,76	0,90	0,06							
1977																						Japan		20,59	0,98	0,07							
1978																						Japan		5,17	0,25	0,08							
1979	Canada	1,14	0,85	0,72	0,13																	Japan		5,11	0,24	0,06							
1980	Canada	1,16	0,83	0,71	0,11																	Japan		6,28	0,30	0,05							
1981	Canada	1,00	0,72	0,61	0,13																	Japan		7,04	0,34	0,04							
1982	Canada	0,81	0,62	0,53	0,15																	Japan		9,91	0,47	0,07							
1983	Canada	0,60	0,45	0,39	0,13																	Japan		8,49	0,41	0,07							
1984	Canada	0,44	0,36	0,31	0,13																	Japan		11,32	0,54	0,07							
1985	Canada	0,63	0,55	0,47	0,14																	Japan		11,41	0,54	0,07							
1986	Canada	0,84	0,68	0,58	0,16																	Japan		11,92	0,57	0,06	Spain		300,78	1,15	0,03		
1987	Canada	0,51	0,40	0,34	0,15																	Japan		7,25	0,35	0,06	Spain		302,80	1,16	0,03		
1988	Canada	0,58	0,46	0,39	0,14																	Japan		9,12	0,44	0,06	Spain		257,40	0,98	0,03		
1989	Canada	0,57	0,40	0,34	0,13																	Japan		10,20	0,49	0,06	Spain		260,43	1,00	0,03		
1990	Canada	0,99	0,70	0,60	0,13																	Japan		8,51	0,41	0,06	Spain		260,62	1,00	0,03		
1991	Canada	0,57	0,40	0,34	0,11																	Japan		5,26	0,25	0,06	Spain		265,13	1,01	0,03		
1992	Canada	0,63	0,44	0,37	0,11						USA 1	1043,00	1,07	0,83	0,07							Japan		3,86	0,18	0,07	Spain		260,59	1,00	0,03		
1993	Canada	0,51	0,44	0,38	0,10						USA 1	985,00	1,03	0,80	0,05							Japan		4,00	0,19	0,08	Spain		230,72	0,88	0,03		
1994	Canada	0,43	0,36	0,31	0,09						USA 1	839,00	0,96	0,75	0,06							Japan		4,32	0,21	0,09	Spain		221,32	0,85	0,03		
1995	Canada	0,42	0,35	0,29	0,10						USA 1	1007,00	1,13	0,88	0,05							Japan		1,98	0,09	0,16	Spain		244,57	0,93	0,03		
1996	Canada	0,26	0,23	0,20	0,10						USA 1	823,00	1,08	0,84	0,06							Japan		1,30	0,06	0,15	Spain		206,45	0,79	0,03		
1997	Canada	0,39	0,41	0,35	0,09					Portugal	201,00	211,50	0,58	0,02	USA 1	778,00	0,95	0,74	0,07			Japan		1,63	0,08	0,12	Spain		204,03	0,78	0,03		
1998	Canada	0,51	0,57	0,48	0,10					Portugal	261,40	219,60	0,60	0,03	USA 1	929,00	1,28	1,00	0,07			Japan		2,77	0,13	0,10	Spain		219,82	0,84	0,03		
1999	Canada	0,71	0,73	0,62	0,09					Portugal	270,30	198,70	0,54	0,03	USA 1	1183,00	1,56	1,22	0,06			Japan		2,78	0,13	0,08	Spain		245,91	0,94	0,03		
2000	Canada	0,43	0,43	0,36	0,10					Portugal	385,50	311,60	0,85	0,02	USA 1	934,00	0,86	0,67	0,06			Japan					Spain		309,08	1,18	0,03		
2001	Canada	0,58	0,53	0,45	0,10					Portugal	372,10	325,70	0,89	0,02	USA 1	599,00	0,76	0,59	0,07			Japan					Spain		269,71	1,03	0,03		
2002	Canada	0,65	0,54	0,46	0,11					Portugal	264,00	257,10	0,70	0,02	USA 1	593,00	0,69	0,54	0,08			Japan					Spain		231,85	0,89	0,03		
2003	Canada	0,75	0,89	0,75	0,11					Portugal	339,80	302,50	0,82	0,02	USA 1	577,00	0,63	0,49	0,06			Japan					Spain		265,35	1,01	0,03		
2004	Canada	0,70	0,88	0,75	0,10					Portugal	508,90	377,50	1,03	0,02							USA 2	727,00	0,86	0,84	0,05	Japan		Spain		241,23	0,92	0,03	
2005	Canada	0,88	0,94	0,79	0,09	Morocco	662,39	449,80	1,08	0,03	Portugal	350,20	293,00	0,80	0,02							USA 2	773,00	1,01	0,99	0,06	Japan		Spain		237,95	0,91	0,03
2006	Canada	0,82	0,97	0,83	0,10	Morocco	283,88	394,47	0,94	0,02	Portugal	377,50	312,80	0,85	0,02							USA 2	821,00	1,04	1,02	0,07	Japan		Spain		221,21	0,85	0,03
2007	Canada	0,81	1,02	0,87	0,10	Morocco	217,04	342,38	0,82	0,04	Portugal	430,70	324,50	0,88	0,02							USA 2	900,00	1,22	1,20	0,06	Japan		Spain		254,16	0,97	0,03
2008	Canada	1,01	1,36	1,15	0,11	Morocco	306,57	369,14	0,88	0,04	Portugal	412,30	337,90	0,92	0,02							USA 2	974,00	1,26	1,24	0,06	Japan		Spain		293,32	1,12	0,03
2009	Canada	1,09	1,18	1,01	0,11	Morocco	307,12	516,49	1,24	0,03	Portugal	530,00	444,40	1,21	0,02							USA 2	929,00	1,03	1,01	0,06	Japan		Spain		269,45	1,03	0,03
2010	Canada	1,26	1,40	1,19	0,12	Morocco	454,49	445,47	1,07	0,03	Portugal	480,90	416,30	1,13	0,02							USA 2	613,00	0,71	0,70	0,05	Japan		Spain		262,05	1,00	0,03
2011	Canada	1,13	1,13	0,96	0,11	Morocco	314,35	437,67	1,05	0,03	Portugal	475,10	367,50	1,00	0,03							USA 2	691,00	0,86	0,84	0,05	Japan		Spain		269,61	1,03	0,03
2012	Canada	1,13	1,15	0,98	0,11	Morocco	324,89	560,02	1,34	0,03	Portugal	623,20	456,80	1,24	0,02							Japan		36,61	1,75	0,23							

NOTE: "Rescaled" refers to the process by which the individual standardized index trends are adjusted proportionally to have the same average level within a chosen overlapping time period as the average level across all other indices for the overlapping time period.

For the period with the greater overlap between indices (2006-2011), this average level is set to 1.

USA 1 is rescaled to the average levels of the indices it overlaps during 1997-2003 (Canada, Portugal, and Spain).



**Table 4.** Combined CPUE indices of abundance (biomass) developed for the 2013 North Atlantic swordfish stock assessment of 2013.

<i>YEAR</i>	<i>INDEX</i>	<i>Nominal</i>	<i>Standardized</i>	<i>Rescaled</i>	<i>CV</i>	<i>Low</i>	<i>High</i>
1963	Combined	3534,43	4,47	5,71	0,30	2,47	8,09
1964	Combined	1210,24	1,58	2,02	0,30	0,88	2,84
1965	Combined	764,27	0,97	1,24	0,30	0,54	1,74
1966	Combined	752,70	0,99	1,26	0,30	0,55	1,77
1967	Combined	966,62	1,17	1,49	0,30	0,65	2,09
1968	Combined	664,62	0,91	1,16	0,30	0,51	1,64
1969	Combined	616,86	0,85	1,08	0,30	0,47	1,51
1970	Combined	738,66	0,97	1,23	0,30	0,54	1,73
1971							
1972							
1973							
1974							
1975	Combined	46,86	1,68	2,14	0,26	1,00	2,83
1976	Combined	35,93	1,37	1,74	0,27	0,81	2,31
1977	Combined	40,07	1,58	2,02	0,27	0,94	2,67
1978	Combined	63,56	1,79	2,28	0,25	1,10	2,93
1979	Combined	928,49	1,39	1,78	0,17	0,99	1,97
1980	Combined	419,80	1,37	1,74	0,18	0,97	1,94
1981	Combined	72,51	0,94	1,20	0,19	0,64	1,37
1982	Combined	122,18	1,15	1,47	0,17	0,83	1,60
1983	Combined	167,04	0,97	1,24	0,16	0,71	1,32
1984	Combined	270,70	0,90	1,15	0,15	0,67	1,21
1985	Combined	248,25	1,04	1,33	0,15	0,78	1,39
1986	Combined	336,97	0,99	1,27	0,15	0,75	1,33
1987	Combined	444,07	0,86	1,10	0,15	0,64	1,15
1988	Combined	472,44	0,82	1,05	0,14	0,62	1,09
1989	Combined	292,08	0,76	0,97	0,14	0,58	1,00
1990	Combined	332,21	0,87	1,11	0,14	0,66	1,14
1991	Combined	353,81	0,88	1,12	0,14	0,67	1,15
1992	Combined	328,20	0,71	0,91	0,14	0,54	0,94
1993	Combined	306,00	0,70	0,90	0,14	0,54	0,92
1994	Combined	281,00	0,60	0,76	0,14	0,45	0,79
1995	Combined	262,88	0,65	0,83	0,14	0,49	0,86
1996	Combined	183,79	0,48	0,61	0,14	0,36	0,63
1997	Combined	207,68	0,55	0,70	0,13	0,42	0,72
1998	Combined	230,39	0,63	0,80	0,13	0,48	0,82
1999	Combined	263,24	0,69	0,87	0,13	0,53	0,89
2000	Combined	236,54	0,46	0,59	0,17	0,33	0,65
2001	Combined	386,48	0,73	0,94	0,15	0,54	0,99
2002	Combined	435,03	0,73	0,94	0,15	0,55	0,99
2003	Combined	442,40	0,69	0,89	0,15	0,52	0,93
2004	Combined	427,61	0,72	0,92	0,15	0,54	0,97
2005	Combined	457,59	0,66	0,85	0,15	0,49	0,90
2006	Combined	324,44	0,56	0,71	0,14	0,42	0,73
2007	Combined	352,86	0,74	0,94	0,14	0,56	0,97
2008	Combined	337,80	0,79	1,01	0,14	0,60	1,03
2009	Combined	378,21	0,86	1,10	0,14	0,66	1,13
2010	Combined	359,23	0,89	1,14	0,14	0,68	1,17
2011	Combined	395,60	0,86	1,10	0,14	0,66	1,14

**Table 5.** CPUE indices of abundance (biomass) developed for the 2013 South Atlantic swordfish stock assessment. The series for Uruguay was partitioned in two: 1982-1992 and 1993-2009. The series of Japan was partitioned in to two: 1975-1989 and 1992-2012. The Chinese Taipei series, which was used for sensitivity analysis, was portioned in to three: 1967-1989, 1990-1999 and 2000-2012.

Year	Brazil	Spain	Uruguay	Uruguay2	Japan	Japan2	C_TAI1	C_TAI2	C_TAI3
1967							2.361		
1968							1.458		
1969							1.210		
1970							1.455		
1971							1.342		
1972							1.089		
1973							1.154		
1974							1.050		
1975					0.978		0.980		
1976					0.972		0.529		
1977					0.901		0.582		
1978	0.553				0.513		0.697		
1979	0.622				0.743		0.971		
1980	0.872				0.449		0.872		
1981	0.813				0.493		0.926		
1982	0.916		2.592		0.669		0.747		
1983	0.701		1.542		0.652		0.773		
1984	0.492		1.141		0.791		1.001		
1985	0.502		0.683		1.528		0.675		
1986	0.704		0.782		1.355		0.610		
1987	0.676		1.542		1.665		0.719		
1988	0.637		1.049		1.281		0.800		
1989	0.446	1.469	1.261		2.009			0.753	
1990	0.949	1.104	1.049					0.708	
1991	0.880	1.067	0.915					1.366	
1992	0.538	0.973	1.035			1.708		1.541	
1993	0.788	0.846		1.434		1.605		0.996	
1994	0.638	0.968		1.054		1.787		1.315	
1995	1.081	1.104		1.560		1.224		1.012	
1996	0.936	0.998		1.275		1.291		1.161	
1997	0.778	0.931		1.381		1.087		0.849	
1998	1.373	0.908		1.074		0.933		0.478	
1999	0.668	0.974		1.005		0.829		0.573	
2000	0.717	1.175		1.146		0.891			1.217
2001	0.972	1.040		1.039		0.427			1.228
2002	0.751	0.994		0.636		0.551			1.154
2003	1.340	0.874		0.656		0.389			1.017
2004	1.081	0.864		0.991		0.633			0.858
2005	0.947	1.039		0.806		0.608			0.804
2006	1.312	1.049		0.932		0.750			1.290
2007	1.078	1.010		0.844		1.162			0.968
2008	1.622	0.975		0.545		0.921			1.077
2009	1.343	1.063		0.622		1.218			0.946
2010	1.476	1.038				1.068			0.756
2011	0.732	1.006				0.918			0.858
2012	1.357					1.296			0.826

**Table 6.** Combined CPUE indices of abundance (biomass) developed for the 2013 South Atlantic swordfish stock assessment. The index variability is listed as the coefficient of variation (CV).

Year	W/o Brazil		W/o Brazil + C_TAI	
	Index	CV	Index	CV
1967	1.701	0.832		
1968	1.019	0.322		
1969	0.837	0.282		
1970	1.003	0.272		
1971	0.925	0.271		
1972	0.751	0.273		
1973	0.804	0.308		
1974	0.727	0.286		
1975	0.648	0.251	0.571	0.332
1976	0.422	0.285	0.588	0.441
1977	0.437	0.258	0.536	0.395
1978	0.423	0.245	0.301	0.349
1979	0.585	0.256	0.435	0.344
1980	0.442	0.232	0.259	0.296
1981	0.475	0.224	0.284	0.283
1982	0.482	0.221	0.414	0.275
1983	0.493	0.228	0.429	0.268
1984	0.602	0.221	0.507	0.247
1985	0.602	0.201	0.695	0.214
1986	0.562	0.220	0.722	0.254
1987	0.700	0.227	0.954	0.267
1988	0.671	0.238	0.730	0.269
1989	1.227	0.194	1.184	0.250
1990	1.136	0.235	1.253	0.422
1991	1.918	0.211	1.194	0.409
1992	2.030	0.178	1.799	0.205
1993	1.591	0.164	1.659	0.198
1994	1.974	0.160	1.945	0.184
1995	1.565	0.182	1.582	0.197
1996	1.606	0.173	1.523	0.188
1997	1.337	0.158	1.369	0.177
1998	1.003	0.161	1.223	0.176
1999	1.039	0.163	1.174	0.182
2000	1.306	0.153	1.312	0.175
2001	1.028	0.157	0.865	0.174
2002	1.089	0.154	0.980	0.174
2003	0.874	0.151	0.798	0.154
2004	0.966	0.153	1.002	0.164
2005	0.961	0.158	1.042	0.173
2006	1.253	0.163	1.155	0.186
2007	1.207	0.167	1.346	0.186
2008	1.157	0.158	1.166	0.170
2009	1.233	0.160	1.424	0.177
2010	1.101	0.158	1.344	0.172
2011	1.089	0.159	1.235	0.176

**Table 7.** ASPIC inputs for the North Atlantic swordfish stock assessment.

```

BOT ## Run type (FIT, BOT, or IRF)
"SWO Base 2013 Model 1 index"
LOGISTIC YLD LAV
102 ## Verbosity
1000 50 ## Number of bootstrap trials, <= 1000
1 500 ## 0=no MC search, 1=search, 2=repeated srch; N trials
1.0000E-09 ## Convergence crit. for simplex
3.0000E-08 25 ## Convergence crit. for restarts, N restarts
1.0000E-06 6 ## Conv. crit. for F; N steps/yr for gen. model
8.0000 ## Maximum F when cond. on yield
10.0 ## Stat weight for B1>K as residual (usually 0 or 1)
1 ## Number of fisheries (data series)
1.0000E+00 ## Statistical weights for data series
0.8500 ## B1/K (starting guess, usually 0 to 1)
1.0276E+01 ## MSY (starting guess)
1.0276E+02 ## K (carrying capacity) (starting guess)
1.3212E-02 ## q (starting guesses -- 1 per data series)
0 1 1 1 ## Estimate flags (0 or 1) (B1/K,MSY,K,q1...qn)
1.0276E+00 2.0552E+02 ## Min and max constraints -- MSY
1.0276E+01 2.0552E+03 ## Min and max constraints -- K
9227323 ## Random number seed
62 ## Number of years of data in each series
"Combined index 2013"
CC
1950 -9.999000E+03 3.646000E+00
1951 -9.999000E+03 2.581000E+00
1952 -9.999000E+03 2.993000E+00
1953 -9.999000E+03 3.303000E+00
1954 -9.999000E+03 3.034000E+00
1955 -9.999000E+03 3.502000E+00
1956 -9.999000E+03 3.358000E+00
1957 -9.999000E+03 4.578000E+00
1958 -9.999000E+03 4.904000E+00
1959 -9.999000E+03 6.232000E+00
1960 -9.999000E+03 3.828000E+00
1961 -9.999000E+03 4.381000E+00
1962 -9.999000E+03 5.342000E+00
1963 4.473438E+00 1.019000E+01
1964 1.583060E+00 1.125800E+01
1965 9.714710E-01 8.652000E+00
1966 9.911450E-01 9.349000E+00
1967 1.168751E+00 9.107000E+00
1968 9.121180E-01 9.172000E+00
1969 8.480170E-01 9.203000E+00
1970 9.662130E-01 9.495000E+00
1971 -9.999000E+03 5.266000E+00
1972 -9.999000E+03 4.766000E+00
1973 -9.999000E+03 6.074000E+00
1974 -9.999000E+03 6.362000E+00
1975 1.681189E+00 8.839000E+00
1976 1.367890E+00 6.696000E+00
1977 1.581853E+00 6.409000E+00
1978 1.790089E+00 1.182700E+01
1979 1.392648E+00 1.193700E+01
1980 1.367741E+00 1.355800E+01
1981 9.391720E-01 1.118000E+01
1982 1.148966E+00 1.321500E+01
1983 9.683190E-01 1.452700E+01
1984 8.977420E-01 1.279100E+01
1985 1.043113E+00 1.438300E+01
1986 9.947550E-01 1.848640E+01
1987 8.594920E-01 2.023600E+01
1988 8.229940E-01 1.951340E+01
1989 7.606890E-01 1.725010E+01
1990 8.687960E-01 1.567210E+01
1991 8.766740E-01 1.493370E+01
1992 7.149710E-01 1.539400E+01
1993 7.022890E-01 1.673780E+01
1994 5.994980E-01 1.550130E+01
1995 6.491520E-01 1.687220E+01
1996 4.778280E-01 1.522170E+01
1997 5.522520E-01 1.302470E+01
1998 6.265800E-01 1.222330E+01
1999 6.852570E-01 1.162170E+01
2000 4.598390E-01 1.145250E+01
2001 7.341630E-01 1.001080E+01

```

2002	7.347170E-01	9.654000E+00
2003	6.946080E-01	1.144250E+01
2004	7.238150E-01	1.217530E+01
2005	6.647820E-01	1.248040E+01
2006	5.551440E-01	1.147250E+01
2007	7.381290E-01	1.230200E+01
2008	7.906940E-01	1.104970E+01
2009	8.622360E-01	1.208140E+01
2010	8.939210E-01	1.155350E+01
2011	8.637880E-01	1.252280E+01

**Table 8.** Summary of the Surplus Production Model runs (ASPIC) for the North Atlantic swordfish.

Run	Description
1- Run 1	ASPIC 1 index combined biomass index - LOGISTIC SPM - estimate all parameters
2- Run 2 Base	ASPIC 1 index combined biomass index - LOGISTIC SPM - Fixing B1/K 0.85 (continuity case)
3- Run 3	ASPIC 1 index combined biomass index - FOX SPM - estimate all parameters ASPIC 5 index estimated from the COMBINED NSW0 - LOGISTIC SPM - estimate all parameters
4- Run 4	ASPIC 7 index stdz by the CPCs. LOGISTIC SPM - estimated all parameters
5- Run 5	ASPIC 7 index stdz by the CPCs. LOGISTIC SPM Fixing B1/K
6- Run 6	

**Table 9.** Summary of sensitivity and diagnostic runs performed with the ASPIC Surplus Production Model for North Atlantic swordfish.

Run	Description
1- Retrospective	Run 1 Base - Retrospective 2011 – 2006
2- Cross-checking	Run 1 Projections from retrospective end point w/ annual catch Task I
3- Performance	Projections of 2009 SA model with annual catch Task I
4- Jackknife Index	Run 2 removing one index at time from base model

**Table 10.** Table of ASPIC model alternative runs for the South Atlantic swordfish stock.

			Spain	Uruguay	Uruguay2	Japan 1	Japan 2	C_TAI1	C_TAI2	C_TAI3
	fix B1/K at		1989- 2011	1982- 1992	1993- 2009	1975- 1989	1992- 2011	1967- 1988	1989- 1999	2000- 2012
1	0.875	8 sep indices								
2	0.875	5 sep indices	""	""	""	""	""			
3	0.875	Comb index 8 indices	""	""	""	""	""	C_TAI1 1967- 1988	C_TAI2 1989- 1999	
4	0.875	Comb index 5 indices	""	""	""	""	""			
5	estK	8 sep indices	""	""	""	""	""	""	""	""
6	estK	5 sep indices	""	""	""	""	""			

**Table 11.** Summary of BSP sensitivity test runs for North Atlantic swordfish.

<i>Code</i>	<i>Category</i>	<i>Code</i>	<i>Run Description</i>
	<i>Description</i>		
R	Base case	R.N	Base case
A	$B_{msy}/K$	A.1	$B_{msy}/K = 0.1$
		A.2	$B_{msy}/K = 0.2$
		A.3	$B_{msy}/K = 0.3$
		A.4	$B_{msy}/K = 0.4$
		A.5	$B_{msy}/K = 0.6$
B	$r$ and $K$ prior	B.1	low $r$ (mean = 0.28, CV = 0.39) (equivalent to steepness of 0.71)
		B.3	Uniform on log $K$ prior.
		B.4	Lognormal prior for $K$ with mean of 200,000t, and SD in log( $K$ ) of 0.8.
		B.5	low $r$ prior, high $K$ prior
		B.6	high $r$ prior, low $K$ prior
C	CPUE series,	C.1	CPUE by flag provided by national scientists for USA (two series), Canada, Portugal,
		C.2	Leaving out Canadian CPUE series
		C.3	Leaving out Japanese CPUE series
		C.4	Leaving out Portuguese CPUE series
		C.5	Leaving out Spanish CPUE series
		C.6	Leaving out early USA CPUE series
		C.7	Leaving out later USA CPUE series
D	Post model, pre-data run	D.1	Running the model with the priors and catch records but without fitting the model to the CPUE data
E	Retrospective analysis with cross validation on the combined index	E.1	Base case but with the model fitted to the combined index up to 2010
		E.2	Base case but with the model fitted to the combined index up to 2009
		E.3	Base case but with the model fitted to the combined index up to 2008
		E.4	Base case but with the model fitted to the combined index up to 2007
		E.5	Base case but with the model fitted to the combined index up to 2005
		E.6	Base case but with the model fitted to the combined index up to 2004
		E.7	Base case but with the model fitted to the combined index up to 2003
		E.8	Base case but with the model fitted to the combined index up to 2002
		E.9	Base case but with the model fitted to the combined index up to 2001
F	Retrospective analysis with cross validation on the six CPUE series by flag	F.1	Run C.1 but with model fitted to the six cpue series by flag up to 2010
		F.2	Run C.1 but with model fitted to the six cpue series by flag up to 2009
		F.3	Run C.1 but with model fitted to the six cpue series by flag up to 2008
		F.4	Run C.1 but with model fitted to the six cpue series by flag up to 2007
		F.5	Run C.1 but with model fitted to the six cpue series by flag up to 2006
		F.6	Run C.1 but with model fitted to the six cpue series by flag up to 2005
		F.7	Run C.1 but with model fitted to the six cpue series by flag up to 2004
		F.8	Run C.1 but with model fitted to the six cpue series by flag up to 2003
		F.9	Run C.1 but with model fitted to the six cpue series by flag up to 2002
		F.10	Run C.1 but with model fitted to the six cpue series by flag up to 2001

G	Standard deviation in process error	G.1a,b	$\sigma_{\text{process}} = 0.005$ (a=uniform on K prior, b=uniform on logK prior)
		G.2a,b	$\sigma_{\text{process}} = 0.01$
		G.3a,b	$\sigma_{\text{process}} = 0.05$ (reference case)
		G.4a,b	$\sigma_{\text{process}} = 0.075$
		G.5a,b	$\sigma_{\text{process}} = 0.10$
		G.6a,b	$\sigma_{\text{process}} = 0.15$

**Table 12.** Summary of BSP sensitivity test runs for South Atlantic swordfish.

Code	Category	Code	Run Description
R	Reference case	R.S	Reference run (prior mean r and K at 0.42 and 172213t, CVs 0.39 and 0.3)
H	<i>K and r priors</i>	H.1	Prior mean for K set at 0.5 of reference case prior mean
		H.2	Prior mean for K set at 1.5 of reference case prior mean
		H.3	Low <i>r</i> (mean = 0.28, CV = 0.39) (equivalent to steepness of 0.71)
I	CPUE series	I.1	CPUE by flag provided by national scientists for Portugal, Uruguay early, Uruguay late, Spanish
		I.2	Leaving out Spanish cpue series
		I.3	Leaving out Early Uruguay series
		I.4	Leaving out Late Uruguay cpue series
		I.5	Leaving out Japanese early cpue series
		I.6	Leaving out Japanese late cpue series
		I.7a,b,c,d	Combined indices that include Portugese, Uruguay, Spanish, Japanese cpue and include/ exclude
J	Post model, pre-	J.1	Running the model with the priors and catch records but without fitting the model to the cpue data,
		J.2	Running the model with the priors and catch records but without fitting the model to the cpue data,
K	Retrospective analysis with cross validation on the set of indices by flag, informative prior for K	K.1	Reference case with the model fitted to the combined index up to 2010
		K.2	Reference case with the model fitted to the combined index up to 2009
		K.3	Reference case with the model fitted to the combined index up to 2008
		K.4	Reference case with the model fitted to the combined index up to 2007
		K.5	Reference case with the model fitted to the combined index up to 2006
		K.6	Reference case with the model fitted to the combined index up to 2005
		K.7	Reference case with the model fitted to the combined index up to 2004
		K.8	Reference case with the model fitted to the combined index up to 2003
		K.9	Reference case with the model fitted to the combined index up to 2002
		K.10	Reference case with the model fitted to the combined index up to 2001
L	Retrospective analysis with cross validation on the six cpue series by flag	L.1	Uniform K prior, with the model fitted to the combined index up to 2010
		L.2	Uniform K prior, with the model fitted to the combined index up to 2009
		L.3	Uniform K prior, with the model fitted to the combined index up to 2008
		L.4	Uniform K prior, with the model fitted to the combined index up to 2007
		L.5	Uniform K prior, with the model fitted to the combined index up to 2006
		L.6	Uniform K prior, with the model fitted to the combined index up to 2005
		L.7	Uniform K prior, with the model fitted to the combined index up to 2004
		L.8	Uniform K prior, with the model fitted to the combined index up to 2003
		L.9	Uniform K prior, with the model fitted to the combined index up to 2002
		L.10	Uniform K prior, with the model fitted to the combined index up to 2001

**Table 13.** Summary table of Methods used in the North Atlantic swordfish stock assessment.

Method	Summary of Diagnostic methods applied for North Atlantic SWO (e.g., residual analyses, retrospective analyses, cross validation, etc.)	Interpretations of diagnostics results obtained for North Atlantic SWO	What assumptions or data inputs are results most sensitive to?	Has the analysis adequately quantified the uncertainty for the results to be applied in Kobe phase plot advice on stock status and projections? Mention any caveats as appropriate.	Other considerations? e.g., ease of application by National Scientists in ICCAT forum
ASPIC	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. analysis of bootstrap performance</li> <li>2. Cross-check validation</li> <li>3. CPUE residuals (against years &amp; observed vs fitted) for trend and autocorrelation</li> <li>4. qq-normal plots of the residuals to index fits</li> <li>5. Cross-correlations of CPUEs</li> <li>6. Likelihood profiles, both joint and single</li> <li>7. Sens to shape</li> <li>8. retrospective analysis</li> <li>9. Validation using 2009 assessment model, project forward</li> <li>10. Jackknife</li> </ol>	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. No anomalous residuals of bootstraps of stock trajectories; bias at the beginning of the series.</li> <li>2. There is not significant retrospective patterns; some deviations but not a pattern and always within the CI</li> <li>3. Combined: very small standardized residuals and small autocorrelations; some patterns at the beginning. Individual indices: some show clear trends in the residuals (e.g, in run 4 SPA vs US)</li> <li>4. Residuals were normally distributed</li> <li>5. some substantial neg. correlation for the sep indices</li> <li>6. For run 2 the profiles show that MSY and K reach a clear solution. For run 6, profiles show odd patterns in the likelihood (really sum of squares) profiles by fleet for K, which show that some fleets have a two minima (high and low K) which shows divergent signals. JLL and Can have the greatest influence on estimate of K. [still need joint profile]</li> <li>7. Obj function favors lower Bmsy/K than 0.5.</li> <li>8. Some retro. pattern in r and K</li> <li>10. Model cannot estimate K without Canada index</li> </ol>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Separate vs combined index affects the trajectory, especially in the recent years</li> <li>- Model sensitive to shape parameter</li> <li>- Stationarity of population dynamics</li> </ul>	<p>Intervals of the estimates if B/Bmsy and F/Fmsy are narrow</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Uncertainty estimates are sensitive to assumptions of bootstrapping, violation of IID leads to narrower confidence intervals</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- ease of application</li> <li>- used to assess SWO for the past 20 years</li> <li>- included in the ICCAT software catalogue</li> <li>- code currently available to the Group for the projection of HCR</li> <li>- used by the ALBSAWG for projecting HCR</li> </ul>
BSP2	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. CPUE residuals (against years &amp; observed vs fitted)</li> <li>2. Cross-check validation</li> <li>3. Joint and marginal profiles of fit surface for the parameters (r &amp; K)</li> <li>4. Posterior, post-model pre-data distributions</li> <li>5. Bayes factors of Bmsy/K</li> <li>6. Process error deviates</li> <li>7. Jackknife of the indices</li> <li>8. retrospective pattern</li> <li>9. Cross-correlations of CPUEs</li> </ol>	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Similar to ASPIC. Combined: very small standardized residuals and small autocorrelations; some patterns at the beginning. Individual indices: some show clear trends in the residuals (US, JP, SP) CPUE residuals sensitive process error treatment.</li> <li>2. There is not significant retrospective patterns</li> <li>3. negative correlation of -0.89 between r and K, prior on r restricts space for K.</li> <li>4. Posteriors diverge from prior, indicating signal in CPUE</li> <li>5. Bmsy/K of 0.5 cannot be rejected but model favors lower values</li> <li>6. Combined : beginning, up down; but not particular trend towards end of series</li> </ol> <p>Individual indices: White noise, then negative then rising, suggesting NS in prod. function. Over-predicting for the most recent period; potential linkage with environmental drivers</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>7. Posteriors of r &amp; K are very sensitive using combined vs individual indices; benchmarks are also very sensitive.</li> <li>8. Small retrospective pattern in r and K</li> <li>9. some substantial neg correlation for the sep indices</li> </ol>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Separate vs combined index affects the trajectory, especially in the recent years</li> <li>- Assumptions of priors: no great impact, compensated with posteriors.</li> <li>- Shape parameter is the main source of uncertainty</li> <li>- sigma on process standard error</li> </ul>	<p>Take into consideration process errors</p> <p>More robust way to incorporate uncertainty. Process error not assumed to be independent (has autocorrelation), sigma assumed constant over time, future process error deviates AR(1), rho=0.05. This translates uncertainty in the production dynamics to wider CI in projections.</p> <p>But status is dependent upon assumed process error variance level.</p> <p>The group may need to explain what we mean by "Process Error", i.e. what factors could be causing these residual</p>	<p>Previous version included in catalogue</p> <p>Extensive simulation testing</p> <p>Other versions used in BET, ALB, sharks</p> <p>Small user group</p> <p>No manual</p>



patterns. \*explain in text

Stock Synthesis	1. Retrospective analysis 2. profiling on steepness 3. CPUE residuals 4. Length, age, sex ratio, mean weight residuals	1. Retrospective pattern was good. 2. steepness was bounded high 3. CPUE residuals reduced by the addition of the environmental covariate 4. Lengths, age, sex ratio fit well; mean weight biased	1. Steepness 2. asymptotic versus dome-shaped selectivity	1.No, as time did not permit this to be completed for all three models	Process error has environmental linkage Can potentially reconcile conflicting indices
-----------------	---	--	--	--	--

**Table 14.** Summary table of methods used in the South Atlantic swordfish stock assessment.

<b>Method</b>	<b>Summary of Diagnostic methods applied for North Atlantic SWO (e.g., residual analyses, retrospective analyses, cross validation, etc.)</b>	<b>Interpretations of diagnostics results obtained for North Atlantic SWO</b>	<b>What assumptions or data inputs are results most sensitive to?</b>	<b>Has the analysis adequately quantified the uncertainty for the results to be applied in Kobe phase plot advice on stock status and projections? Mention any caveats as appropriate.</b>	<b>Other considerations? e.g., ease of application by National Scientists in ICCAT forum</b>
<b>ASPIC</b>	1.Likelihood profiles for key parms or Bayes equivalent- estimability of parms. Profiles by data source. 2. Correlations of CPUEs 3. CPUE residuals and autocorrelation and qq-normal plots of the residuals 4. Jackknife CPUE 5. Retrospective performance  6. Quantification of uncertainty (can model bootstrap) and performance (are bootstraps well distributed)	General comments: For the combined indices the model estimated nonsensical parameter estimates due to substantially divergent signals between the landings and the CPUE.  Separate index models: For the separate models (Run 1, 8 fleets) and 8 fleets (run2) the models converged on a solution. The stability of that solution problematic. 1. Profiles of MSY and K indicate that there is very limited ability to estimate K and that the solution surface is extremely flat. When viewing separate indices there is divergent signals in the profiles by data source and erratic behavior. No signal in data to estimate B1/K. Low likelihood that $K < 1E5$ , differential weighting of the indices could be considered. 2. There were strong negative correlation in CPUEs even after removing Brazil time series. These negative correlations make interpretation of any results difficult 3. CPUE residuals show autocorrelation and trend 4. Jackknife results indicate that sensitivity to JLL2 index 5. retros show strong pattern of increasing K (to extremely high values) and decreasing r (to very low values) with subsequent retrospective. 7. Some bias between estimate and bootstrap median. Likely too narrow CI. Trials replaced for MSY out of bounds: 3	Stationarity of dynamics. Model actually converged on a stable solution	No. Uncertainty in poor model fit not considered.  Model does not estimate productivity of the stock	Same as above but ASPIC not used in main advice for SATl

<b>BSP2</b>	<p>1.Likelihood profiles for key parms or Bayes equivalent</p> <p>(Posterior, post-model pre-data distributions)-estimability of parms</p> <p>2. Correlations of CPUEs</p> <p>3. CPUE residual and autocorrelation</p> <p>4. Jackknife CPUE</p> <p>5. Retrospective performance</p> <p>6. Quantification of uncertainty</p> <p>7. Process error deviates</p>	<p>General comments.</p> <p>For the combined indices the model estimated nonsensical parameter estimates due to substantially divergent signals between the landings and the CPUE.</p> <p>1.Flat posterior surface for K. Very little information to indicate an upper limit on K. No divergence of posterior from prior (i.e. no signal in the CPUE data) for r.</p> <p>2. There were strong negative correlation in CPUEs even after removing Brazil time series. These negative correlations make interpretation of any results difficult</p> <p>3. CPUE residuals show autocorrelation and trend</p> <p>4. Jackknife results indicate that sensitivity to JLL2 index</p> <p>5. Slight retrospective pattern</p> <p>7. Substantial variability</p> <p>8. Process error, flat in early time series divergent sinusoidal wave pattern in recent years.</p>	<p><b>Prior on r, due to no updating in posterior</b></p> <p><b>Model could be sensitive to prior for r</b></p>	<p><b>Uncertainty related to model fit</b></p> <p><b>Model does not estimate productivity of the stock</b></p>	<p><b>Same as above</b></p>
-------------	--	---	---	--	-----------------------------

**Table 15.** North Atlantic swordfish results from a retrospective analysis of the ASPIC model base case (run2). Biomass values are given in kilograms.

Year	<i>r</i>	K	Fmsy	B./Bmsy	F./Fmsy	MSY
2011	0.420	130100	0.210	1.136	0.812	13660
2010	0.413	131800	0.207	1.104	0.779	13620
2009	0.408	133400	0.204	1.077	0.833	13600
2008	0.369	145000	0.185	1.026	0.817	13390
2007	0.349	152200	0.174	0.980	0.953	13260
2006	0.353	150500	0.177	0.973	0.898	13300

**Table 16. Northern Atlantic swordfish results for the Base case ASPIC model run2.**

SWO Base 2013 Model 1 index Page 1  
 Monday, 09 Sep 2013 at 10:55:29  
 ASPIC -- A Surplus-Production Model Including Covariates (Ver. 5.34)  
 BOT program mode  
 Author: Michael H. Prager: NOAA Center for Coastal Fisheries and Habitat Research LOGISTIC model mode  
 101 Pivers Island Road; Beaufort, North Carolina 28516 USA YLD conditioning  
 Mike.Prager@noaa.gov LAV optimization

Reference: Prager, M. H. 1994. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. Fishery Bulletin 92: 374-389. ASPIC User's Manual is available gratis from the author.

CONTROL PARAMETERS (FROM INPUT FILE) Input file: c:\users\mortiz\desktop\run2\nsw\_base.inp

Operation of ASPIC: Fit logistic (Schaefer) model by direct optimization with bootstrap.  
 Number of years analyzed: 62 Number of bootstrap trials: 1000  
 Number of data series: 1 Bounds on MSY (min, max): 1.028E+00 2.055E+02  
 Objective function: Least absolute values Bounds on K (min, max): 1.028E+01 2.055E+03  
 Relative conv. criterion (simplex): 1.000E-09 Monte Carlo search mode, trials: 1 500  
 Relative conv. criterion (restart): 3.000E-08 Random number seed: 9227323  
 Relative conv. criterion (effort): 1.000E-06 Identical convergences required in fitting: 25  
 Maximum F allowed in fitting: 8.000

PROGRAM STATUS INFORMATION (NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS) error code 0

Normal convergence

GOODNESS-OF-FIT AND WEIGHTING (NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS)

Loss component number and title	Weighted LAV	Weighted N	Current MSE	Inv. var. weight	R-squared weight	in CPUE
Loss(-1) LAV in yield	0.000E+00					
Loss(0) Penalty for B1 > K	0.000E+00	1	N/A	1.000E+01	N/A	
Loss(1) Combined index 2013	6.721E+00	45	N/A	1.000E+00	N/A	0.337

TOTAL OBJECTIVE FUNCTION: 6.72126137E+00  
 Estimated contrast index (ideal = 1.0): 0.5575 C\* = (Bmax-Bmin)/K  
 Estimated nearness index (ideal = 1.0): 1.0000 N\* = 1 - lmin(B-Bmsy)/K

MODEL PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

Parameter	Estimate	User/pgm guess	2nd guess	Estimated	User guess
B1/K Starting relative biomass (in 1950)	8.500E-01	8.500E-01	4.000E-01	0	1
MSY Maximum sustainable yield	1.366E+01	1.028E+01	8.731E+00	1	1
K Maximum population size	1.301E+02	1.028E+02	5.238E+01	1	1
phi Shape of production curve (Bmsy/K)	0.5000	0.5000	----	0	1

----- Catchability Coefficients by Data Series -----  
 q(1) Combined index 2013 1.175E-02 1.321E-02 4.750E-01 1 1

ESTIMATES FROM BOOTSTRAPPED ANALYSIS

Param name	Estimated estimate	Estimated Point bias in pt relative estimate	Estimated bias	Bias-corrected 80% lower	approximate 80% upper	confidence limits 50% lower	Inter-quartile 50% upper	Relative range	Relative IQ range
B1/K	8.500E-01	-1.665E-15	0.00%	8.500E-01	8.500E-01	8.500E-01	8.500E-01	0.000E+00	0.000
K	1.301E+02	1.521E+00	1.17%	1.097E+02	1.572E+02	1.207E+02	1.414E+02	2.069E+01	0.159
q(1)	1.175E-02	1.119E-04	0.95%	9.618E-03	1.435E-02	1.079E-02	1.285E-02	2.065E-03	0.176
MSY	1.366E+01	8.097E-03	0.06%	1.320E+01	1.405E+01	1.346E+01	1.384E+01	3.748E-01	0.027
Ye(2012)	1.341E+01	-9.412E-02	-0.70%	1.324E+01	1.379E+01	1.337E+01	1.361E+01	2.381E-01	0.018
Y.(Fmsy)	1.266E+01	-1.100E-02	-0.09%	1.262E+01	1.275E+01	1.265E+01	1.270E+01	5.502E-02	0.004
Bmsy	6.506E+01	7.603E-01	1.17%	5.487E+01	7.860E+01	6.035E+01	7.069E+01	1.035E+01	0.159
Fmsy	2.100E-01	3.107E-03	1.48%	1.679E-01	2.556E-01	1.904E-01	2.286E-01	3.817E-02	0.182
fmsy(1)	1.787E+01	7.747E-02	0.43%	1.679E+01	1.861E+01	1.740E+01	1.816E+01	7.621E-01	0.043
B./Bmsy	1.136E+00	-1.213E-03	-0.11%	1.036E+00	1.229E+00	1.091E+00	1.178E+00	8.666E-02	0.076
F./Fmsy	8.115E-01	7.101E-03	0.88%	7.320E-01	9.191E-01	7.758E-01	8.591E-01	8.334E-02	0.103
Ye./MSY	9.815E-01	-7.034E-03	-0.72%	9.504E-01	9.975E-01	9.697E-01	9.915E-01	2.178E-02	0.022

**Table 17. N-SWO A comparison of population parameter estimates from the base run when either estimating initial biomass (B<sub>1</sub>/K, run1) or fixing it at a value of 0.87 (run2).**

MODEL CONTINUITY WITH B1/K FIXED AT 0.85										MODEL ASPIC RUN 1 ESTIMATING B1/K, K, MSY & q									
Param name	Estimated estimate	Estimated Point bias in pt relative estimate	Estimated bias	Bias-corrected 80% lower	approximate 80% upper	confidence limits 50% lower	Inter-quartile 50% upper	Relative range	Relative IQ range	Param name	Estimated estimate	Estimated Point bias in pt relative estimate	Estimated bias	Bias-corrected 80% lower	approximate 80% upper	confidence limits 50% lower	Inter-quartile 50% upper	Relative range	Relative IQ range
B1/K	0.85	-1.665E-15	0	0.85	0.85	0.85	0.85	0	0	B1/K	0.547	0.02471	0.0452	0.09623	1	0.2261	0.7637	0.5375	0.983
K	130.1	1.036	0.008	108.9	153.4	120.7	140.4	19.72	0.152	K	130.1	1.062	0.0082	111.9	163.6	121	144.4	23.42	0.18
q(1)	0.01175	0.0001602	0.0136	0.009778	0.01441	0.0108	0.01274	0.00194	0.165	q(1)	0.01175	0.000253	0.0215	0.009187	0.0139	0.01048	0.01268	0.002205	0.188
MSY	13.66	0.0158	0.0012	13.25	14.08	13.49	13.84	0.3533	0.026	MSY	13.66	0.009852	0.0007	13.1	14.03	13.41	13.83	0.4148	0.03
Ye(2012)	13.41	-0.08342	-0.0062	13.23	13.78	13.35	13.58	0.226	0.017	Ye(2012)	13.41	-0.09221	-0.0069	13.2	13.75	13.35	13.59	0.2403	0.018
Y.(Fmsy)	12.66	-0.008804	-0.0007	12.63	12.76	12.65	12.7	0.05261	0.004	Y.(Fmsy)	12.66	-0.00902	-0.0007	12.62	12.74	12.65	12.7	0.0533	0.004
Bmsy	65.06	0.5182	0.008	54.45	76.7	60.34	70.2	9.859	0.152	Bmsy	65.07	0.5312	0.0082	55.94	81.81	60.52	72.22	11.71	0.18
Fmsy	0.21	0.003818	0.0182	0.1737	0.2602	0.1925	0.2314	0.03895	0.185	Fmsy	0.21	0.00468	0.0223	0.161	0.2508	0.1858	0.2286	0.04283	0.204
fmsy(1)	17.87	0.07181	0.004	16.85	18.61	17.43	18.2	0.7641	0.043	fmsy(1)	17.86	-0.01446	-0.0008	16.73	18.56	17.32	18.18	0.8586	0.048
B./Bmsy	1.136	-0.001071	-0.0009	1.049	1.238	1.098	1.181	0.08399	0.074	B./Bmsy	1.136	-0.00425	-0.0037	1.026	1.242	1.091	1.192	0.1011	0.089
F./Fmsy	0.8115	0.006355	0.0078	0.7293	0.9064	0.7708	0.8522	0.08139	0.1	F./Fmsy	0.8115	0.01027	0.0127	0.7259	0.9331	0.7687	0.8605	0.09185	0.113
Ye./MSY	0.9815	-0.006817	-0.0069	0.947	0.9968	0.9683	0.9905	0.0222	0.023	Ye./MSY	0.9815	-0.007	-0.0071	0.9443	0.998	0.9651	0.9913	0.02623	0.027

**Table 18.** N-SWO Comparison of the estimated parameters from the Surplus Production model assuming a Logistic (base case run2) or Fox shape parameter model (run3).

Model	Code	Exponent	Bmsy/K	B1/K	MSY	K	q1	Objective fn.
Logistic	0	2	0.5	0.5470	13.660	130.100	0.01175	6.7204
Fox	0	1	0.368	0.0480	13.500	149.500	0.01169	6.6612

**Table 19.** N-SWO ASPIC base case results. Intervals are based on 1000 bootstraps from ASPIC run2 with the point estimate, median, 10%, and 90% percentiles.

Parameter	Point estimate	Median	Low(10%)	Upp(90%)
B1/K	0.85000			
K	130100	130100	108900	153400
q(1)	0.01175	0.01175	0.00978	0.01441
MSY	13660	13660	13250	14080
Ye(2012)	13410	13410	13230	13780
Y.(Fmsy)	12660	12660	12630	12760
Bmsy	65060	65060	54450	76700
Fmsy	0.21	0.21	0.17	0.26
fmsy(1)	17.87	17.87	16.85	18.61
B./Bmsy	1.1360	1.1360	1.0490	1.2380
F./Fmsy	0.8115	0.8115	0.7293	0.9064
Ye./MSY	0.9815	0.9815	0.9470	0.9968

**Table 20 a.** N-SWO results from the retrospective analysis of the BSP2 reference case (run R.N). **b.** Retrospective cross-validation analysis for BSP to CPUE by flag (run C.1).  
a)

Year	<i>r</i>	<i>K</i>	<i>fmsy</i>	<i>f2011/fmsy</i>	<i>B2011/Bmsy</i>	<i>msy</i>
2011	0.495	120025	0.25	0.55	1.51	15017
2010	0.492	121863	0.25	0.56	1.49	14958
2009	0.476	124687	0.24	0.58	1.46	14862
2008	0.443	132391	0.22	0.61	1.40	14723
2007	0.424	137353	0.21	0.63	1.37	14615
2006	0.419	138637	0.21	0.63	1.37	14537
2005	0.422	137830	0.21	0.62	1.38	14582
2004	0.415	138913	0.21	0.63	1.38	14506

Year	<i>r</i>	<i>K</i>	<i>fmsy</i>	<i>f2011/fmsy</i>	<i>B2011/Bmsy</i>	<i>msy</i>
2011	0.337	162814	0.17	0.87	1.05	13642
2010	0.333	163838	0.17	0.89	1.05	13596
2009	0.328	165790	0.16	0.91	1.02	13520
2008	0.318	169181	0.16	0.94	1.00	13441
2007	0.314	170437	0.16	0.96	0.98	13395
2006	0.316	170077	0.16	0.97	0.96	13411
2005	0.326	165861	0.16	0.91	1.02	13553
2004	0.328	165413	0.16	0.90	1.04	13567
2003	0.331	164549	0.17	0.90	1.04	13574
2002	0.329	164342	0.16	0.89	1.05	13584
2001	0.329	163999	0.16	0.89	1.04	13572

**Table 21.** Medians and 90% credibility intervals from the posterior distributions from the BSP model applied to data for North Atlantic SWO. Codes used for each run along with a run description can be found in BSP\_Table M.1. Biomass values are in tons. The referenced current year is 2011.

Run	$r$			$B_{msy}$			$B_{current}$			$RepY_{current}$			$B_{current}/B_{msy}$			$F_{current}/F_{msy}$			$Catch_{curr}/RepY$		
	10%	Median	90%	10%	Median	90%	10%	Median	90%	10%	Median	90%	10%	Median	90%	10%	Median	90%	10%	Median	90%
Ref.	0.20	0.34	0.51	55197	80919	135094	56824	85720	151039	11843	13432	14812	0.84	1.06	1.29	0.67	0.87	1.16	0.85	0.93	1.06
	<b><math>B_{msy}/K</math></b>																				
A.1	0.28	0.51	0.89	34164	56842	89121	112659	222564	454341	7137	10931	14196	2.58	3.99	6.09	0.10	0.22	0.42	0.88	1.15	1.75
A.2	0.27	0.52	0.85	35156	56502	110776	69635	120980	288835	9941	12280	14436	1.56	2.18	3.02	0.23	0.40	0.63	0.87	1.02	1.26
A.3	0.26	0.45	0.69	41621	61974	108805	60498	96342	187271	10944	12648	14239	1.19	1.57	2.04	0.39	0.57	0.83	0.88	0.99	1.14
A.4	0.24	0.40	0.59	47531	69257	113675	57657	88877	153512	11360	13001	14464	0.99	1.29	1.63	0.51	0.71	0.98	0.87	0.96	1.10
A.5	0.17	0.27	0.40	52856	76938	120399	52928	79523	125741	12368	14163	15592	0.78	1.04	1.31	0.64	0.83	1.16	0.80	0.88	1.01
	<b><math>r</math> prior mean, <math>K</math> prior mean</b>																				
B.1	0.15	0.27	0.42	65111	98611	171476	64734	102575	186358	11265	13194	14903	0.82	1.04	1.29	0.67	0.90	1.23	0.84	0.95	1.11
B.2	0.24	0.38	0.55	50948	73266	114123	52561	78921	125858	12161	13526	14775	0.86	1.07	1.29	0.67	0.85	1.10	0.85	0.93	1.03
B.3	0.22	0.36	0.53	52930	75766	119969	55292	80276	129657	11965	13435	14762	0.84	1.06	1.28	0.68	0.86	1.15	0.85	0.93	1.05
B.4	0.23	0.36	0.53	53351	75185	115009	54605	80549	127831	12039	13467	14727	0.86	1.06	1.27	0.68	0.86	1.12	0.85	0.93	1.04
B.5	0.18	0.30	0.46	60461	88869	141543	60816	92363	155780	11523	13203	14689	0.82	1.04	1.27	0.69	0.90	1.22	0.85	0.95	1.09
B.6	0.26	0.40	0.58	49324	68892	104562	52279	75025	117630	12157	13542	14725	0.87	1.08	1.30	0.66	0.84	1.09	0.85	0.93	1.03
	<b>CPUE by flag</b>																				
C.1	0.25	0.50	0.75	40356	60013	125228	59065	90974	200608	5960	10867	13485	1.31	1.51	1.74	0.44	0.55	0.66	0.90	1.14	1.83
	<b>Standard deviation in process error (SD=0.005, 0.01, 0.05, 0.075, 0.1, 0.15)</b>																				
F.1a	0.25	0.36	0.49	56610	74023	101861	59464	76792	103796	12333	13185	13704	0.86	1.04	1.21	0.75	0.91	1.14	0.91	0.95	1.02
F.2a	0.24	0.36	0.49	56569	74527	103437	59178	76953	105580	12296	13201	13757	0.86	1.04	1.21	0.75	0.91	1.14	0.91	0.95	1.02
F.3a	0.20	0.34	0.51	55197	80919	135094	56824	85720	151039	11843	13432	14812	0.84	1.06	1.29	0.67	0.87	1.16	0.85	0.93	1.06
F.4a	0.18	0.32	0.50	55861	88846	166056	57205	95393	194021	11594	13813	16502	0.83	1.07	1.37	0.57	0.83	1.15	0.76	0.91	1.08
F.5a	0.17	0.30	0.51	56924	98532	233301	56664	107927	287208	11462	14399	19887	0.81	1.09	1.45	0.44	0.77	1.14	0.63	0.87	1.09
F.6a	0.15	0.28	0.48	67057	134029	327560	62640	131922	447692	11263	17232	29383	0.78	1.10	1.46	0.27	0.66	1.09	0.42	0.73	1.10

**Table 22.** Bayes factors for some alternative BSP model runs for North Atlantic swordfish. These reflect the ratio of the probability of the stock assessment data based on a sensitivity run to the probability of the data obtained from the reference case. For runs with alternative process error Bayes factors are shown for runs with uniform on K and uniform on log(K) priors. NA indicates no results produced.

Category Code	Category Description	Code	Run Description	Bayes factor	
				$U(K)$	$U(\log(K))$
A	$B_{msy}/K$	A.1	$B_{msy}/K = 0.1$	7.9	NA
		A.2	$B_{msy}/K = 0.2$	6.7	NA
		A.3	$B_{msy}/K = 0.3$	7.9	NA
		A.4	$B_{msy}/K = 0.4$	6.7	NA
		Ref	$B_{msy}/K = 0.5$	1.0	NA
		A.5	$B_{msy}/K = 0.6$	0.4	NA
B	$r$ prior mean	B.1	low $r$ (mean = 0.28, CV = 0.49)	1.2	NA
		Ref	ref. prior (mean = 0.42, CV = 0.49)	1.0	NA
		B.2	high $r$ (mean = 0.56, SD = 0.49)	0.6	NA
G	Process error SD	G.1a,b	$\sigma_{\text{process error}}=0.005$	0.8	0.8
		G.2a,b	$\sigma_{\text{process error}}=0.01$	0.8	0.9
	Ref., G.1	$\sigma_{\text{process error}}=0.05$	1.0	1.0	
	G.3a,b	$\sigma_{\text{process error}}=0.075$	1.2	1.1	
	G.4a,b	$\sigma_{\text{process error}}=0.10$	1.2	1.1	
	G.6a,b	$\sigma_{\text{process error}}=0.15$	0.8	0.6	

**Table 23.** ASPIC S-SWO results of the model runs. Run2 was chosen as the reference model. Shading indicates where a parameter has hit an upper bound.

	2009 Base model	1	2	3	4	5	6
fit method	SumSq	SumSq	SumSq	SumSq	SumSq	SumSq	SumSq
indices	6 sep CPUE	8 sep CPUE	5 sep indices	Comb 8 indices	Comb 5 indices No Tai	8 sep CPUE	5 sep indices
B1/K	0.875	0.875	0.875	0.875	0.875	3.957	0.8421
MSY	14870	14210	14210	60000	60000	60000	14210
K	95410	176200	116700	7000000	7000000	3151000	116700
Bmsy	47700	88120	58360	3500000	3500000	1576000	58370
Fmsy	0.3118	0.15	0.2436	0.017	0.017	0.038	0.244
r	0.6236	0.3	0.4872	0.034	0.034	0.076	0.487
B/Bmsy	1.04	0.95	0.9770	1.88	1.88	1.916	0.9771
F/Fmsy	0.75	1.09	0.8391	0.10	0.10	0.09894	0.83910
	* bound						

**Table 24.** S-SWO ASPIC reference case results. Intervals are based on 500 bootstraps from the ASPIC run2 with the point estimate, 20%, 80%, quartiles of the biomass index.

Name	Estimate	Estimated bias in pt estimate	Estimated relative bias	80% lower	80% upper
B1/K	0.875	0	0%	0.875	0.875
K	116700	25560	22%	78170	236700
q(1)	0.000008619	0.000000177	2%	0.000004352	0.00001326
q(2)	0.00001648	7.698E-07	5%	0.000006945	0.0000284
q(3)	0.0000168	7.142E-07	4%	0.000007214	0.00002892
q(4)	0.000009831	1.971E-07	2%	0.000004929	0.00001577
q(5)	0.00001742	8.346E-07	5%	0.000007443	0.00003036
MSY	14210	-119.7	-1%	11980	15030
Replacement Yield (2012)	14210	-396.9	-3%	12800	15130
Yat(Fmsy)	11900	-12.11	0%	11550	12430
Bmsy	58360	12780	22%	39080	118400
Fmsy	0.2436	0.009492	4%	0.1043	0.384
r	0.4872			0.2086	0.768
B./Bmsy	0.977	0.02985	3%	0.7943	1.144
F./Fmsy	0.8391	0.01743	2%	0.6863	1.088
Ye./MSY	0.9995	-0.01938	-2%	0.9992	1
q2/q1	1.912	-0.00543	0%	1.565	2.309
q3/q1	1.949	-0.009282	0%	1.643	2.413
q4/q1	1.141	0.0005229	0%	0.9872	1.36
q5/q1	2.021	-0.01137	-1%	1.69	2.547



**Table 25.** S-SWO results from a retrospective analysis of the BSP2 model.

Year	<i>r</i>	<i>K</i>	<i>fmsy</i>	<i>f2011/fmsy</i>	<i>B2011/Bmsy</i>	<i>msy</i>
2011	0.388	189316	0.19	0.47	1.38	17735
2010	0.391	190196	0.20	0.46	1.40	17713
2009	0.382	189987	0.19	0.49	1.34	17483
2008	0.376	190360	0.19	0.50	1.32	17213
2007	0.381	188537	0.19	0.48	1.38	17333
2006	0.375	188548	0.19	0.50	1.35	17063
2005	0.373	188446	0.19	0.50	1.34	16997
2004	0.379	187466	0.19	0.50	1.33	17145
2003	0.386	188710	0.19	0.48	1.35	17539
2002	0.407	188565	0.20	0.46	1.34	18438
2001	0.413	190308	0.21	0.46	1.32	18793

**Table 26.** S-SWO estimated stock status results from the BSP2 model.

Parameter	Mean	SD	CV	5th Percentile	Median	95th Percentile
<i>r</i>	0.415	0.143	0.346	0.2306	0.3878	0.6961
<i>K</i>	196611	49173	0.25	128530	189316	289468
<i>MSY</i>	19808	7552	0.381	12156	17735	35084
<i>Bmsy</i>	98306	24587	0.25	64265	94658	144734
<i>Binit</i> (1950)	200988	79655	0.396	110104	185892	321036
<i>Bcur</i> (2011)	137288	51717	0.377	69480	130465	239805
<i>Bcur</i> (2011)/ <i>Bmsy</i>	1.379	0.298	0.216	0.894	1.383	1.873
<i>Bcur</i> (2011)/ <i>Binit</i>	0.72	0.226	0.314	0.391	0.702	1.122
<i>Bcur</i> (2011)/ <i>K</i>	0.689	0.149	0.216	0.4472	0.6917	0.9363
<i>Fmsy</i>	0.2073	0.0717	0.346	0.1153	0.1939	0.348
<i>Fcur</i> (2011)	0.0948	0.0359	0.378	0.0485	0.0889	0.1626
<i>Fcur</i> (2011)/ <i>Fmsy</i>	0.5093	0.2469	0.485	0.1831	0.4674	0.9715
<i>REPYcur</i> (2011)	14253.9	5004.9	0.351	5235.8	14360.9	22056.2
<i>Catcur</i> /REPYcur (2011)	0.7436	0.3166	0.426	0	0.7545	1.2149

**Table 27.** Medians and 95% credibility intervals from the posterior distributions from the BSP model applied to data for South Atlantic SWO. Codes used for each run along with a run description can be found in **Table 12**. Biomass values are in tons. The referenced current year is 2011.

Run	<i>r</i>			<i>B<sub>msy</sub></i>			<i>B<sub>current</sub></i>			<i>RePY<sub>current</sub></i>			<i>B<sub>current</sub>/B<sub>msy</sub></i>			<i>F<sub>current</sub>/F<sub>msy</sub></i>			<i>Catch<sub>cur</sub>/RePY</i>			
	5%	Media	95%	5%	Media	95%	5%	Media	95%	5%	Media	95%	5%	Medi	95%	5%	Medi	95%	5%	Medi	95%	
R.S	0.23	0.39	0.70	64265	94658	144734	69480	130465	239805	5236	14361	22056	0.89	1.38	1.87	0.18	0.47	0.97	0	0.76	1.2	
	<i>r</i> prior mean, <i>K</i> priors																					
H.1	0.35	0.55	0.84	42095	60919	89546	43434	76773	137292	8861	14350	18412	0.85	1.26	1.72	0.29	0.57	0.97	0.578	0.78	1.1	
H.2	0.19	0.34	0.69	85693	130559	20682	96218	194057	369674	1221	15113	27732.9	0.96	1.51	1.95	0.13	0.35	0.855	0.00	0.67	1.1	
H.3	0.19	0.32	0.56	69036	102287	15252	70237	131507	242371	6701	13822	20490	0.85	1.29	1.79	0.25	0.56	1.11	0.43	0.80	1.3	
H.4	0.27	0.45	0.82	61442	91987	13983	69216	131408	247128	3574	14851	23128	0.94	1.46	1.90	0.15	0.40	0.87	0.00	0.72	1.1	
H.5	0.16	0.33	0.69	98190	269201	46832	124534	455678	905894	0	17439	49244	1.10	1.70	2.12	0.05	0.16	0.65	0.00	0.34	0.9	

**Table 28.** Estimated probability of  $B \geq B_{MSY}$ ,  $F \leq F_{MSY}$ , and maintaining the stock in the condition consistent with the Convention objective ( $B > B_{MSY}$  and  $F < F_{MSY}$ ) for the constant catches listed and the times indicated from the ASPIC base case model for the North Atlantic stock.

**Estimated probabilities (%) that fishing mortality is below  $F_{MSY}$**

TAC	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031
8000	88	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
9000	88	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
10000	88	99	99	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
11000	88	98	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99
12000	88	96	96	96	96	97	97	97	97	98	98	98	98	99	99	99	99	99
13000	88	93	93	93	93	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94
13200	88	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	91	92	91	91	91	91	91
13400	88	90	90	90	90	90	90	89	89	89	89	88	88	88	88	87	87	87
13600	88	88	88	88	87	87	86	85	85	84	83	83	83	83	83	82	82	81
13700	88	88	88	87	85	84	84	83	82	82	81	81	79	79	78	77	77	77
13800	88	87	86	85	83	82	82	81	79	78	77	76	75	75	74	73	71	70
13900	88	86	84	83	82	80	79	77	75	74	73	71	70	68	66	64	63	61
14000	88	84	82	80	79	77	75	74	72	69	67	65	62	60	57	56	54	51
14100	88	82	80	78	76	74	72	69	66	63	59	57	54	49	47	45	43	40
14200	88	81	79	76	73	71	67	63	59	55	50	46	44	40	37	34	32	31
14300	88	80	76	73	70	65	61	56	50	46	42	36	34	32	30	26	24	22
14400	88	78	74	71	65	60	54	47	42	37	33	30	27	23	21	18	17	16
14600	88	74	69	63	56	47	40	33	30	24	20	17	14	13	12	9	9	8
14800	88	70	62	51	43	34	29	22	17	13	12	9	6	6	5	4	4	4
15000	88	64	55	42	32	25	17	13	11	7	5	4	3	2	2	2	3	3
16000	88	31	17	10	4	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
17000	88	12	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
18000	88	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
19000	88	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
20000	88	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

**Estimated probabilities (%) that the spawning stock biomass is above  $SSB_{MSY}$**

TAC	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031
8000	93	92	96	96	99	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100
9000	93	92	95	96	98	99	99	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100
10000	93	92	95	96	96	97	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99
11000	93	92	94	96	96	96	96	97	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99
12000	93	92	93	94	95	95	96	96	96	96	97	97	97	97	97	97	98	98
13000	93	92	92	93	93	93	93	93	93	94	94	94	94	94	94	94	94	94
13200	93	92	92	93	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92
13400	93	92	92	91	91	91	91	91	91	90	90	90	90	89	89	89	89	89
13600	93	92	91	91	90	90	89	88	88	88	87	87	86	85	84	84	83	83
13700	93	92	91	91	90	89	88	88	87	87	85	85	83	83	82	81	81	80
13800	93	92	91	90	89	89	88	87	86	84	83	82	81	80	78	77	76	76
13900	93	92	91	90	89	88	87	85	83	83	80	79	77	75	74	74	72	70
14000	93	92	91	90	88	88	86	84	81	80	78	75	74	72	70	67	65	62
14100	93	92	91	89	88	86	84	81	79	77	74	72	69	66	63	59	57	51
14200	93	92	91	89	87	85	82	80	77	74	70	67	63	58	55	49	46	43
14300	93	92	90	89	86	84	80	78	74	70	65	61	56	49	45	41	35	32
14400	93	92	90	89	86	82	80	74	70	65	59	52	46	41	35	32	29	25
14600	93	92	90	88	84	80	75	67	61	52	45	36	31	26	21	17	14	13
14800	93	92	90	86	81	77	67	60	49	39	31	24	17	14	11	9	7	5
15000	93	92	90	85	80	72	61	49	37	27	19	13	9	7	5	4	3	2
16000	93	92	87	78	61	38	18	8	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0
17000	93	92	84	63	31	9	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
18000	93	92	80	44	9	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
19000	93	92	75	25	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
20000	93	92	67	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

**Estimated probabilities (%) that both the fishing mortality is below  $F_{MSY}$  and spawning stock biomass is above  $SSB_{MSY}$**

TAC	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031
8000	88	92	96	96	99	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100
9000	88	92	95	96	98	99	99	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100
10000	88	92	95	96	96	97	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99
11000	88	92	94	96	96	96	96	97	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99
12000	88	92	93	94	95	95	96	96	96	96	97	97	97	97	97	97	98	98
13000	88	91	92	92	92	92	93	93	93	94	94	94	93	93	94	94	94	94
13200	88	91	91	92	92	91	91	91	91	91	91	91	91	91	91	91	91	91
13400	88	90	90	89	89	89	89	89	89	89	89	88	88	87	87	87	87	87
13600	88	88	88	88	87	87	86	85	85	84	83	83	83	83	83	82	82	81
13700	88	88	88	87	85	84	84	83	82	82	81	81	79	79	78	77	77	77
13800	88	87	86	85	83	82	82	81	79	78	77	76	75	75	74	73	71	70
13900	88	86	84	83	82	80	79	77	75	74	73	71	70	68	66	64	63	61
14000	88	84	82	80	79	77	75	74	72	69	67	65	62	60	57	56	54	51
14100	88	82	80	78	76	74	72	69	66	63	59	57	54	49	47	45	43	40
14200	88	81	79	76	73	71	67	63	59	55	50	46	44	40	37	34	32	31
14300	88	80	76	73	70	65	61	56	50	46	42	36	34	32	30	26	24	22
14400	88	78	74	71	65	60	54	47	42	37	33	30	27	23	21	18	17	15
14600	88	74	69	63	56	47	40	33	30	24	20	17	14	13	12	9	8	7
14800	88	70	62	51	43	34	29	22	17	13	12	9	6	6	5	4	3	3
15000	88	64	55	42	32	25	17	13	11	7	5	4	3	2	2	1	1	1
16000	88	31	17	10	4	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
17000	88	12	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
18000	88	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
19000	88	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
20000	88	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

**Table 29.** Estimated probability of  $B \geq B_{MSY}$ ,  $F \leq F_{MSY}$ , and maintaining the stock in the condition consistent with the Convention objective ( $B > B_{MSY}$  and  $F < F_{MSY}$ ) for the constant catches listed and the times indicated from the BSP base case model for the North Atlantic stock.

P( $B_y > B_{msy}$ )

Year	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
TAC= 8000	67%	63%	69%	78%	84%	87%	90%	92%	94%	94%
TAC= 9000	67%	63%	68%	75%	80%	84%	87%	89%	90%	92%
TAC= 10000	67%	63%	66%	72%	77%	80%	82%	84%	86%	87%
TAC= 11000	67%	63%	65%	70%	73%	75%	77%	79%	80%	81%
TAC= 12000	67%	63%	64%	66%	68%	70%	71%	72%	72%	72%
TAC= 13000	67%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	62%	62%
TAC= 13700	67%	63%	62%	60%	59%	58%	57%	55%	54%	53%
TAC= 14000	67%	63%	62%	59%	58%	56%	54%	52%	50%	49%
TAC= 15000	67%	63%	60%	56%	52%	48%	45%	42%	40%	38%
TAC= 16000	67%	63%	59%	52%	47%	41%	37%	33%	30%	27%
TAC= 17000	67%	63%	57%	48%	40%	34%	30%	26%	22%	20%
TAC= 18000	67%	63%	56%	44%	35%	28%	23%	20%	17%	14%

P( $F_y < F_{msy}$ )

Year	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
TAC= 8000	58%	61%	99%	99%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
TAC= 9000	58%	61%	98%	98%	98%	98%	98%	98%	99%	99%
TAC= 10000	58%	61%	95%	95%	95%	95%	95%	96%	96%	96%
TAC= 11000	58%	61%	90%	90%	90%	90%	91%	90%	91%	91%
TAC= 12000	58%	61%	81%	81%	81%	81%	81%	82%	82%	82%
TAC= 13000	58%	61%	69%	69%	69%	68%	67%	68%	68%	67%
TAC= 13700	58%	61%	60%	59%	58%	57%	56%	54%	53%	53%
TAC= 14000	58%	61%	56%	54%	53%	51%	50%	49%	48%	48%
TAC= 15000	58%	61%	42%	39%	36%	34%	33%	32%	31%	32%
TAC= 16000	58%	61%	29%	26%	24%	21%	20%	20%	21%	22%
TAC= 17000	58%	61%	18%	16%	14%	13%	12%	13%	15%	19%
TAC= 18000	58%	61%	12%	9%	8%	7%	8%	10%	15%	22%

P( $F_y < F_{msy}$  and  $B_y > B_{msy}$ )

Year	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
TAC= 8000	56%	57%	69%	78%	84%	87%	90%	92%	94%	94%
TAC= 9000	56%	57%	68%	75%	80%	84%	87%	89%	90%	92%
TAC= 10000	56%	57%	66%	72%	77%	80%	82%	84%	86%	87%
TAC= 11000	56%	57%	65%	70%	73%	75%	77%	79%	80%	81%
TAC= 12000	56%	57%	64%	66%	68%	70%	70%	72%	72%	72%
TAC= 13000	56%	57%	61%	61%	62%	61%	62%	61%	61%	60%
TAC= 13700	56%	57%	57%	55%	55%	54%	53%	51%	50%	50%
TAC= 14000	56%	57%	54%	52%	51%	50%	49%	47%	46%	44%
TAC= 15000	56%	57%	42%	39%	36%	34%	33%	31%	30%	29%
TAC= 16000	56%	57%	29%	26%	24%	21%	19%	18%	17%	16%
TAC= 17000	56%	57%	18%	16%	14%	13%	11%	10%	9%	8%
TAC= 18000	56%	57%	12%	9%	8%	6%	6%	5%	4%	4%

**Table 30.** Estimated probability of  $B \geq B_{MSY}$ ,  $F \leq F_{MSY}$ , and maintaining the stock in the condition consistent with the Convention objective ( $B > B_{MSY}$  and  $F < F_{MSY}$ ) for the constant catches listed and the times indicated from the ASPIC reference case model for the South Atlantic stock.

Prob( $B \geq B_{msy}$ )	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
10000	61%	68%	72%	79%	86%	88%	91%	94%	95%	95%
11000	50%	70%	67%	74%	80%	84%	87%	88%	89%	91%
12000	50%	70%	67%	73%	76%	79%	82%	84%	86%	87%
13000	50%	70%	67%	70%	73%	75%	76%	77%	78%	79%
14000	50%	70%	67%	68%	68%	68%	69%	69%	69%	69%
15000	50%	70%	67%	64%	61%	59%	55%	54%	50%	48%
16000	50%	70%	67%	60%	52%	44%	36%	31%	27%	23%
17000	50%	70%	67%	54%	41%	30%	21%	14%	10%	7%
18000	50%	70%	67%	49%	32%	18%	10%	7%	5%	3%
19000	50%	70%	67%	44%	24%	10%	6%	4%	3%	2%
20000	50%	70%	67%	40%	16%	7%	4%	3%	1%	1%

Prob( $F \leq F_{msy}$ )	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
10000	95%	53%	95%	96%	96%	97%	97%	97%	97%	97%
11000	95%	53%	91%	92%	94%	94%	94%	95%	95%	95%
12000	95%	53%	85%	87%	87%	88%	88%	89%	89%	89%
13000	95%	53%	76%	78%	78%	79%	79%	80%	80%	81%
14000	95%	53%	66%	67%	67%	67%	68%	68%	68%	67%
15000	95%	53%	51%	50%	47%	44%	42%	40%	39%	38%
16000	95%	53%	33%	29%	25%	21%	18%	15%	13%	10%
17000	95%	53%	22%	15%	10%	5%	3%	2%	1%	1%
18000	95%	53%	12%	5%	2%	1%	1%	1%	1%	0%
19000	95%	53%	5%	1%	1%	1%	0%	0%	0%	0%
20000	95%	53%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%

Prob( $F \leq F_{msy}$ ) and Prob( $B \geq B_{msy}$ )	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
10000	73%	62%	79%	83%	87%	89%	91%	91%	92%	93%
11000	73%	62%	79%	83%	87%	89%	91%	91%	92%	93%
12000	73%	62%	76%	80%	82%	84%	85%	86%	87%	88%
13000	73%	62%	72%	74%	76%	77%	78%	78%	79%	80%
14000	73%	62%	67%	68%	67%	68%	68%	69%	68%	68%
15000	73%	62%	59%	57%	54%	52%	49%	47%	45%	43%
16000	73%	62%	50%	44%	38%	33%	27%	23%	20%	17%
17000	73%	62%	45%	35%	26%	18%	12%	8%	5%	4%
18000	73%	62%	40%	27%	17%	9%	5%	4%	3%	2%
19000	73%	62%	36%	23%	12%	5%	3%	2%	1%	1%
20000	73%	62%	34%	20%	8%	4%	2%	2%	1%	1%

**Table 31.** Estimated probability of  $B \geq B_{MSY}$ ,  $F \leq F_{MSY}$ , and maintaining the stock in the condition consistent with the Convention objective ( $B > B_{MSY}$  and  $F < F_{MSY}$ ) for the constant catches listed and the times indicated from the BSP reference case model for the South Atlantic stock.

P( $B_y > B_{msy}$ )										
Year	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
TAC=12000	90%	89%	87%	87%	86%	86%	86%	85%	85%	85%
TAC=13000	90%	89%	86%	86%	85%	84%	83%	83%	82%	81%
TAC=14000	90%	89%	86%	85%	83%	82%	81%	80%	79%	78%
TAC=15000	90%	89%	86%	84%	82%	80%	79%	77%	76%	75%
TAC=16000	90%	89%	86%	83%	80%	78%	76%	74%	73%	71%
TAC=17000	90%	89%	85%	82%	79%	76%	73%	71%	70%	67%
TAC=18000	90%	89%	85%	81%	77%	74%	71%	68%	66%	64%
TAC=19000	90%	89%	84%	80%	75%	71%	68%	65%	62%	60%
TAC=20000	90%	89%	84%	79%	74%	69%	65%	62%	58%	55%

P( $F_y < F_{msy}$ )										
Year	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
TAC=12000	98%	86%	93%	92%	92%	91%	91%	91%	91%	90%
TAC=13000	98%	86%	90%	90%	89%	88%	88%	88%	87%	87%
TAC=14000	98%	86%	87%	87%	85%	85%	84%	83%	83%	83%
TAC=15000	98%	86%	84%	83%	82%	81%	80%	80%	80%	80%
TAC=16000	98%	86%	81%	79%	78%	77%	76%	76%	75%	75%
TAC=17000	98%	86%	78%	75%	73%	72%	71%	71%	71%	71%
TAC=18000	98%	86%	74%	71%	68%	67%	66%	66%	66%	67%
TAC=19000	98%	86%	70%	66%	64%	63%	61%	62%	63%	63%
TAC=20000	98%	86%	66%	62%	60%	58%	57%	58%	59%	60%

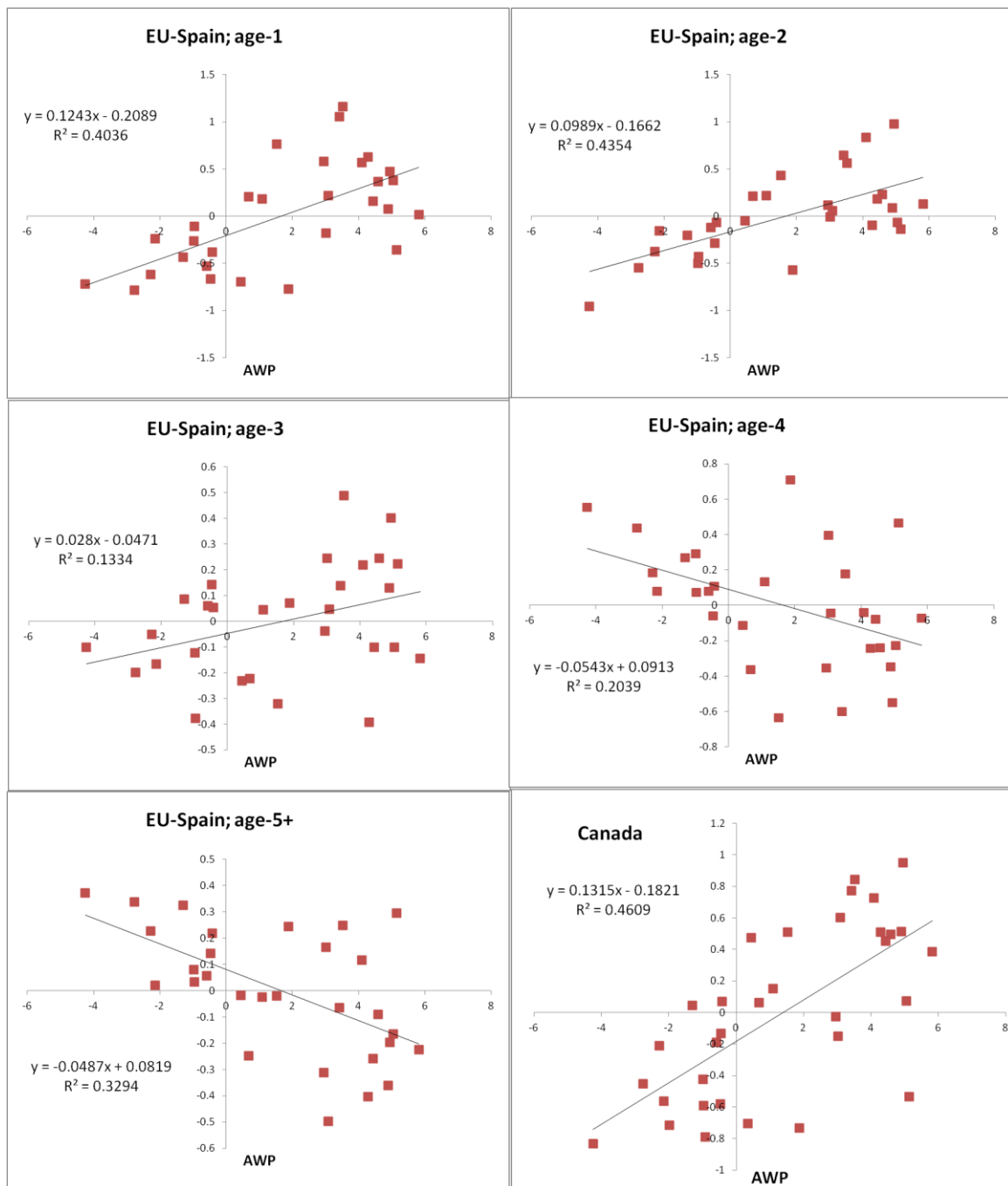
P( $F_y < F_{msy}$ and $B_y > B_{msy}$ )										
Year	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
TAC=12000	90%	84%	86%	86%	86%	85%	85%	85%	84%	84%
TAC=13000	90%	84%	85%	85%	84%	83%	83%	82%	81%	81%
TAC=14000	90%	84%	84%	82%	82%	80%	79%	78%	78%	77%

TAC= 15000	90%	84%	82%	80%	79%	77%	76%	75%	74%	73%
TAC= 16000	90%	84%	79%	78%	75%	74%	72%	71%	69%	68%
TAC= 17000	90%	84%	76%	74%	72%	69%	67%	66%	64%	63%
TAC= 18000	90%	84%	74%	70%	67%	65%	62%	61%	59%	57%
TAC= 19000	90%	84%	69%	66%	63%	60%	58%	56%	54%	52%
TAC= 20000	90%	84%	65%	61%	59%	56%	53%	51%	49%	47%

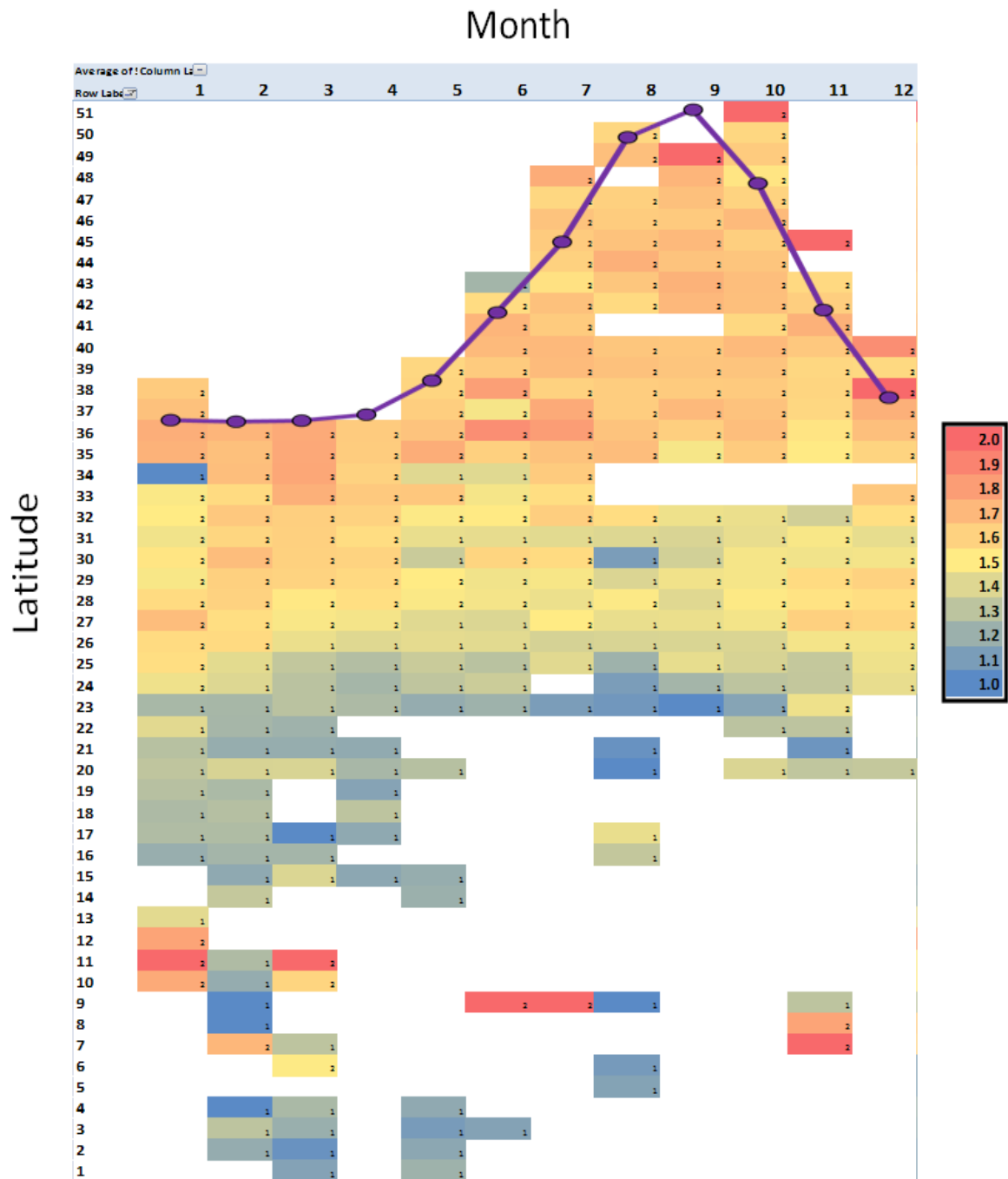


**Table 32.** Kobe II Strategy matrix for North Atlantic swordfish derived using harvest control rules.

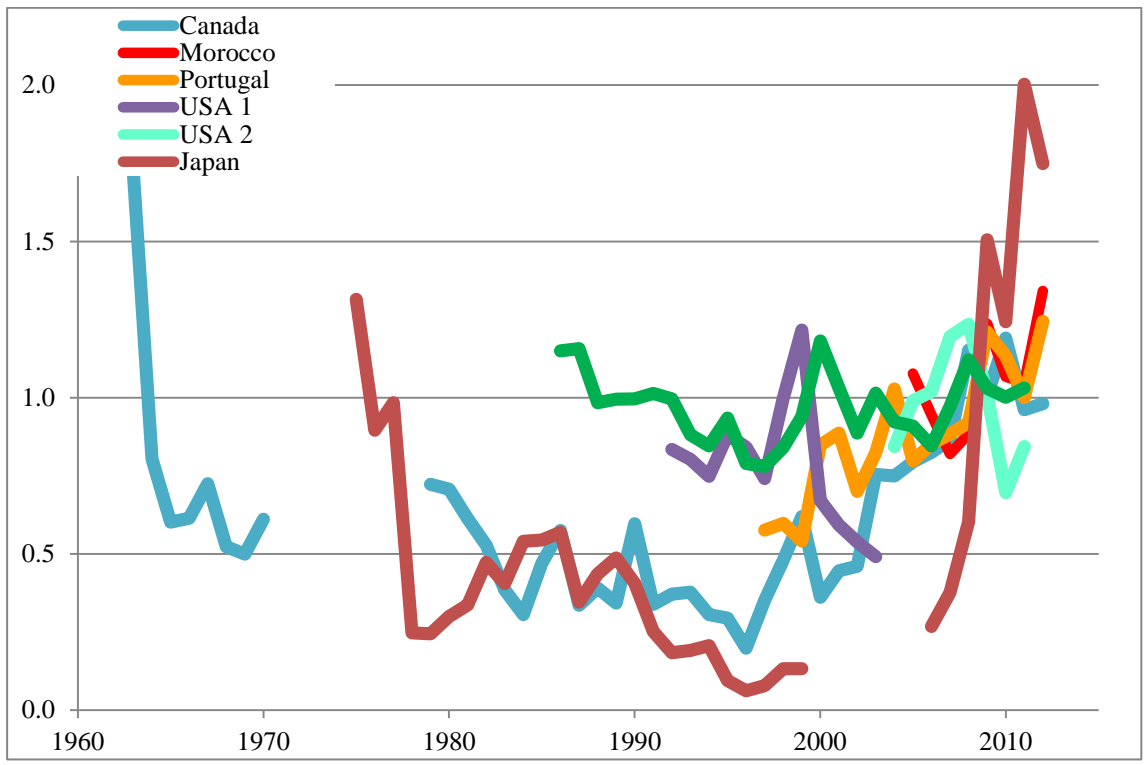
																				Average catch over (1000t)	Cumulative catch over:			
Bthreshold	Ftarget	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	3 years	5 years	10 years	15 years	
.6Bmsy	0.75Fmsy	88	92	95	96	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	11.740	59.787	122.391	185.947	
.6Bmsy	0.80Fmsy	88	92	95	96	97	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	12.402	62.678	127.161	192.322	
.6Bmsy	0.85Fmsy	88	92	94	95	96	97	99	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	13.050	65.448	131.556	198.016	
.6Bmsy	0.90Fmsy	88	92	94	95	96	96	96	99	99	99	99	99	99	99	100	100	100	100	13.683	68.099	135.588	203.049	
.6Bmsy	0.95Fmsy	88	92	93	94	95	95	96	96	96	97	99	99	99	99	99	99	99	99	14.302	70.633	139.269	207.438	
.6Bmsy	Fmsy	88	92	92	0	92	92	0	92	92	0	92	92	0	92	92	0	92	92	14.908	73.054	142.610	211.207	
.8Bmsy	0.75Fmsy	88	92	95	96	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	11.740	59.787	122.391	185.947	
.8Bmsy	0.80Fmsy	88	92	95	96	97	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	12.402	62.678	127.161	192.322	
.8Bmsy	0.85Fmsy	88	92	94	95	96	97	99	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	13.050	65.448	131.556	198.016	
.8Bmsy	0.90Fmsy	88	92	94	95	96	96	96	99	99	99	99	99	99	99	100	100	100	100	13.683	68.099	135.588	203.049	
.8Bmsy	0.95Fmsy	88	92	93	94	95	95	96	96	96	97	99	99	99	99	99	99	99	99	14.302	70.633	139.269	207.438	
.8Bmsy	Fmsy	88	92	92	0	92	92	0	92	92	0	92	92	0	92	92	0	92	92	14.908	73.054	142.610	211.207	
Bmsy	0.75Fmsy	88	92	95	97	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	11.665	59.581	122.256	185.849	
Bmsy	0.80Fmsy	88	92	95	97	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	12.323	62.457	127.019	192.227	
Bmsy	0.85Fmsy	88	92	95	96	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	12.966	65.209	131.407	197.924	
Bmsy	0.90Fmsy	88	92	94	96	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	13.596	67.841	135.430	202.961	
Bmsy	0.95Fmsy	88	92	93	95	98	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	14.211	70.354	139.099	207.356	
Bmsy	Fmsy	88	92	92	0	94	96	5	99	99	2	100	100	1	100	100	0	100	100	14.813	72.744	142.421	211.128	



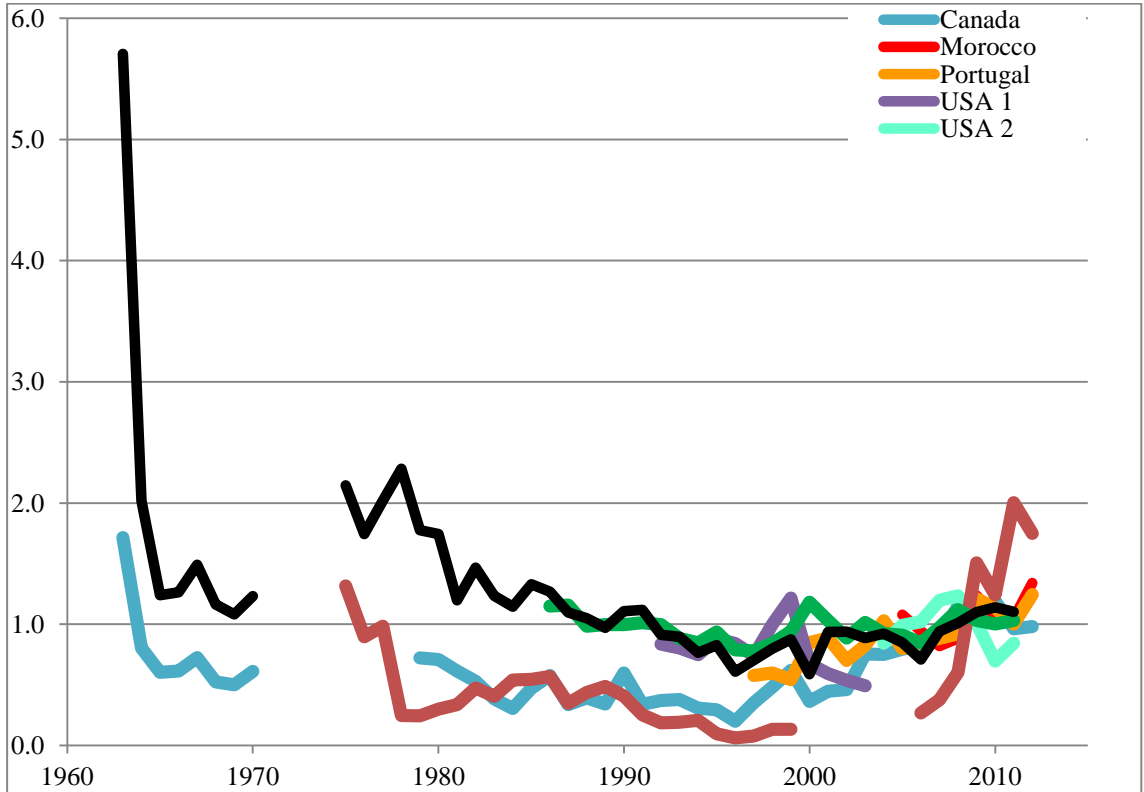
**Figure 1.** Deviations from the observed and expected (i.e. residuals) for the Spanish age-specific and the Canada CPUEs from the SS model regressed against the annual size of the Atlantic Warm Pool.



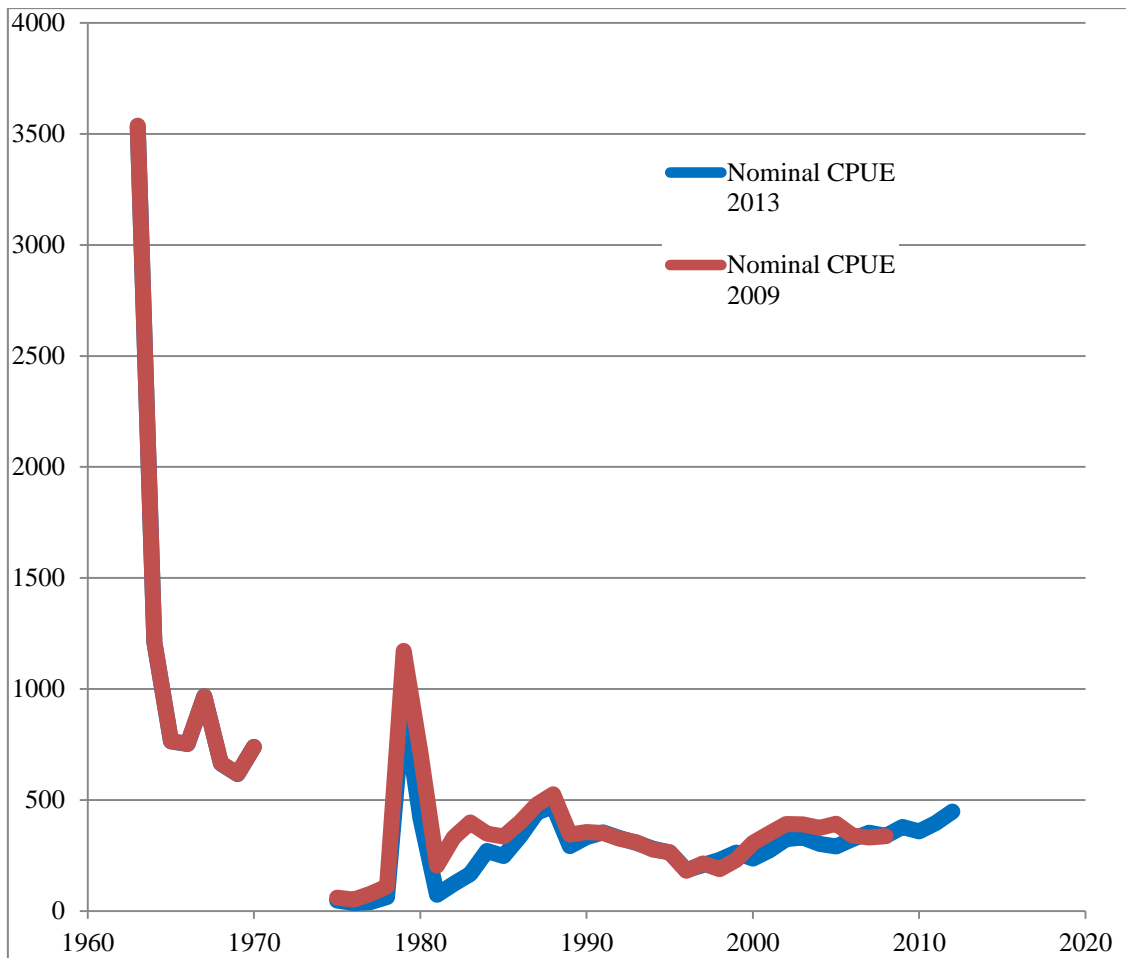
**Figure 2.** Depiction of the seasonal latitudinal migration of swordfish off the east coast of the United States from the US observer data. The numbers and colors within the grids represent the mean sex ratio (males are blue and 1; females are red and 2). The bolded line represents the monthly climatology of the expansion and contraction (i.e. area) of the Atlantic Warm Pool.



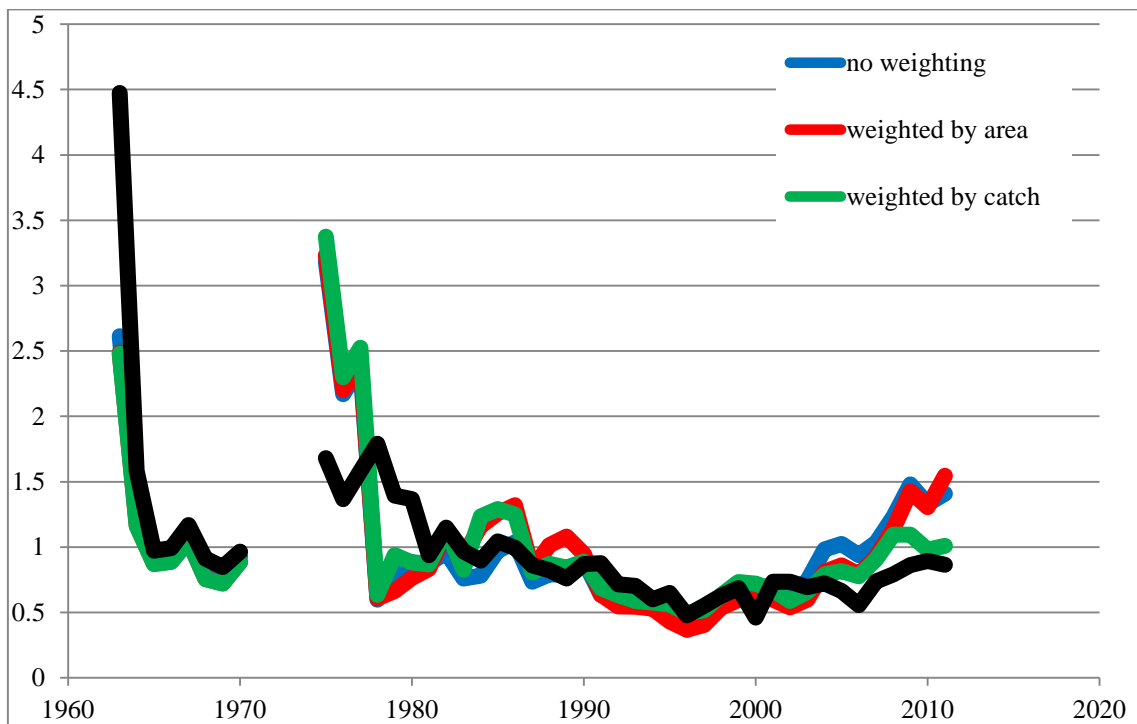
**Figure 3.** Fleet-specific indices in biomass, standardized by CPC scientists, considered to be suitable for use in stock assessment models.



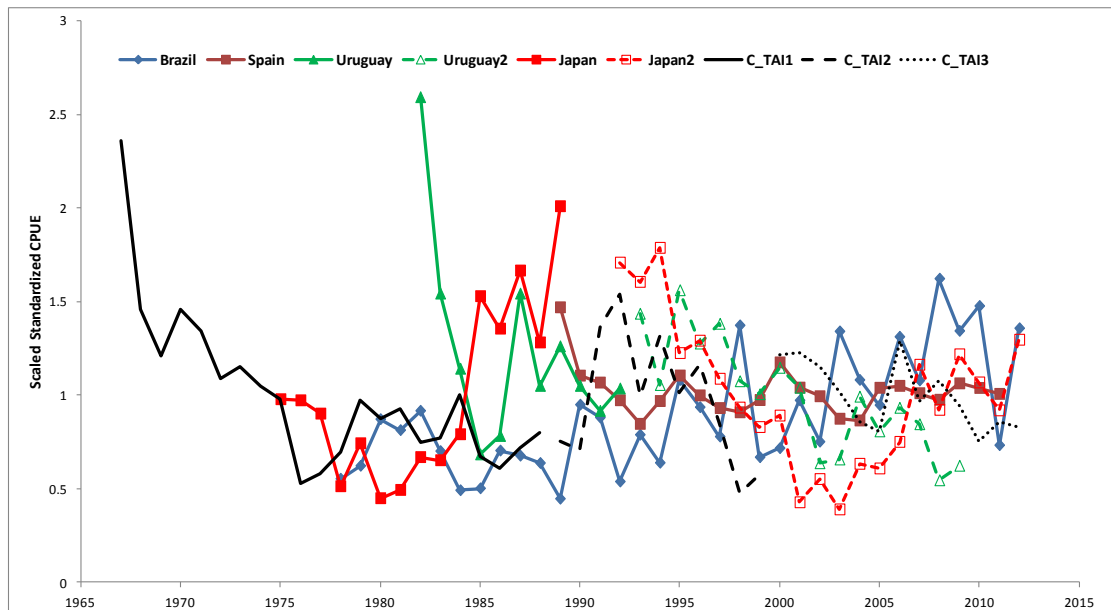
**Figure 4.** Continuity Case Combined Index compared to Fleet-specific indices in biomass, as standardized by CPC scientists.



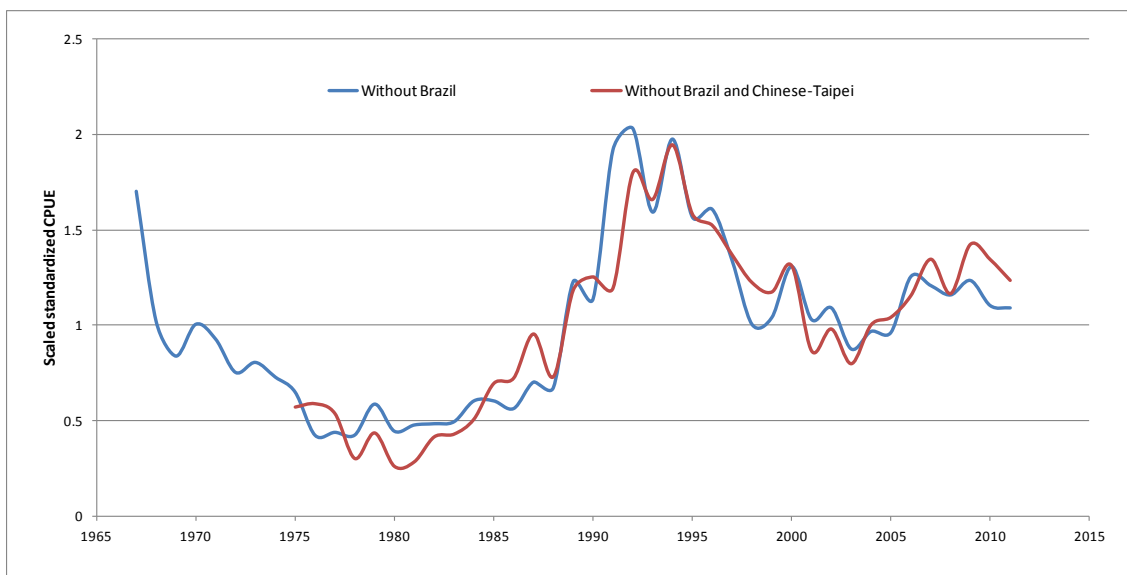
**Figure 5.** Comparison of the nominal CPUE trends calculated from the catch and effort data used for the calculation of standardized combined indices for the 2009 and 2013 swordfish stock assessment meetings.



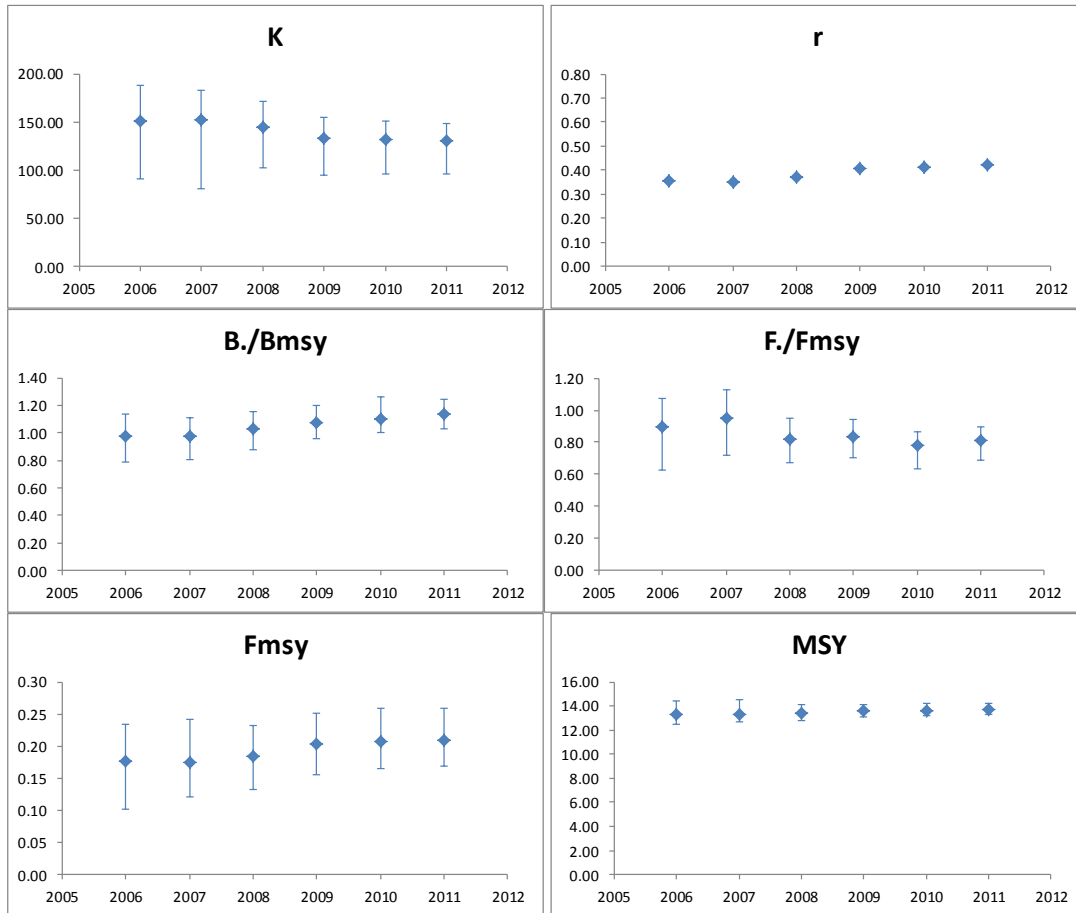
**Figure 6.** Comparison of Continuity Case Combined Indices to Combined Indices developed using GLM under different weighting schemes (no weighting, weighted by area, weighted by catch).



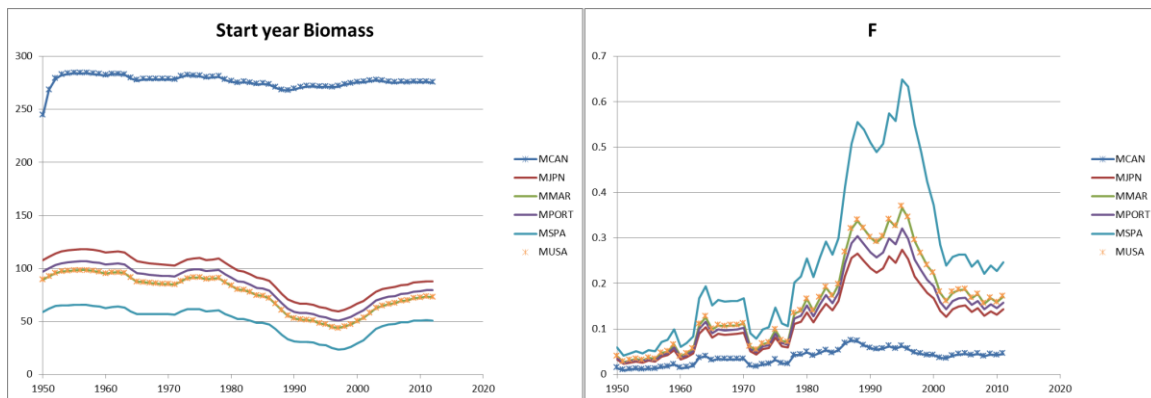
**Figure 7.** Patterns in standardized catch rates for South Atlantic swordfish across time from nine standardized CPUE series. The CPUE series are scaled to their mean for the overlapping years.



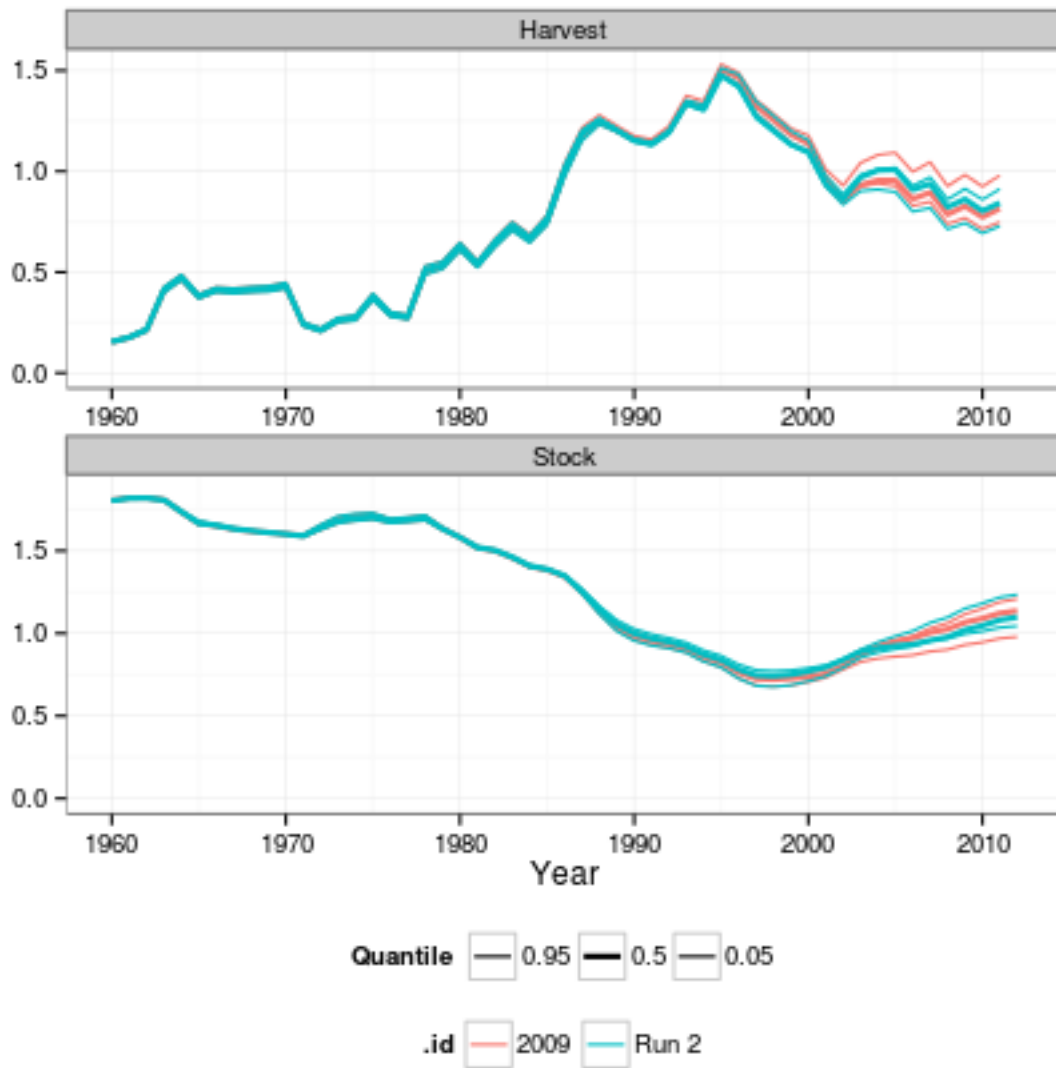
**Figure 8.** Combined standardized CPUE indices developed for the 2013 South Atlantic swordfish stock assessment.



**Figure 9.** Point estimates of  $K$ ,  $r$ ,  $B/B_{MSY}$ ,  $F/F_{MSY}$ ,  $F_{MSY}$  and  $MSY$  resulting from a retrospective analysis of the North Atlantic swordfish ASPIC model.

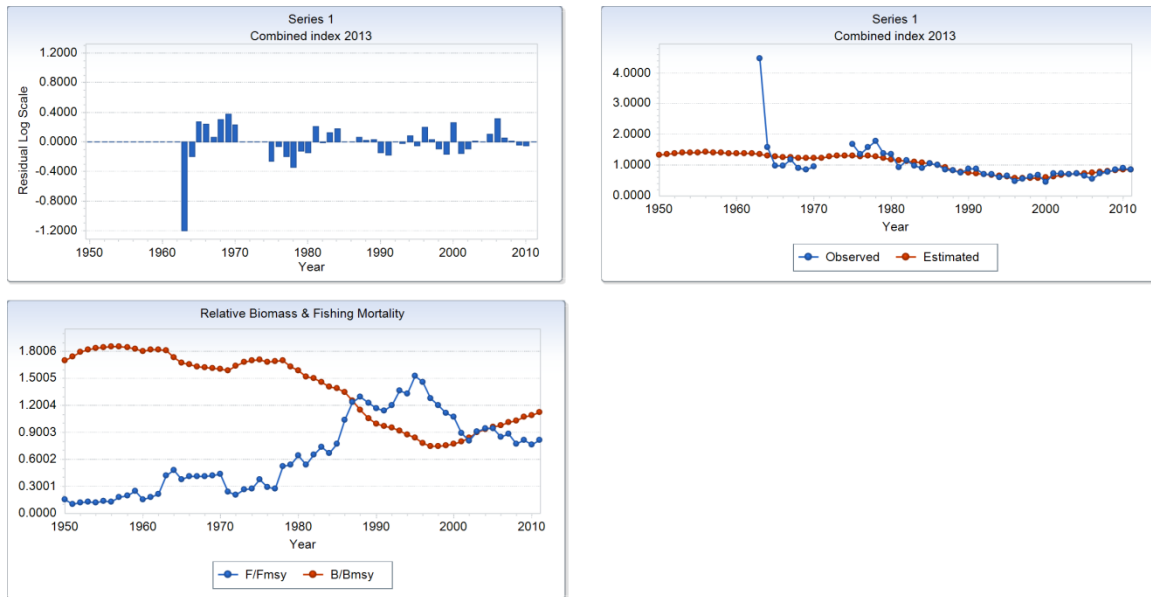


**Figure 10.** N-SWO Jackknife diagnostics. Trends of biomass (start of year) and fishing mortality estimated when a particular index of abundance was removed from the input of the ASPIC model (run 6). The legend indicates the particular index removed from each run.

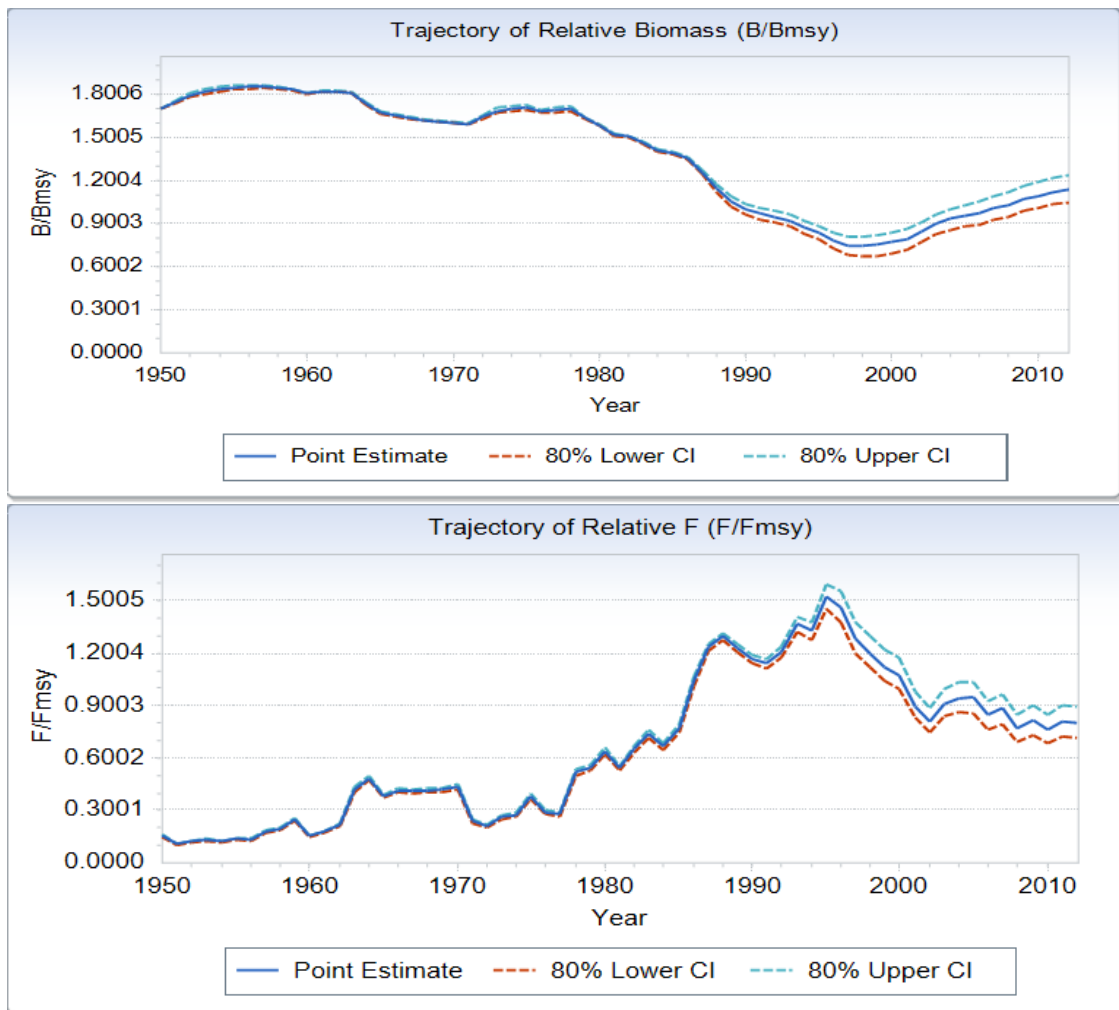


**Figure 11.** Quality control plot of relative fishing mortality (top) and relative biomass (bottom) trajectories for the 2009 base case model (red) and 2013 base case model (run2) and current 1963-2011 catch data. The lines show the median and the 5th and 95th percentiles.

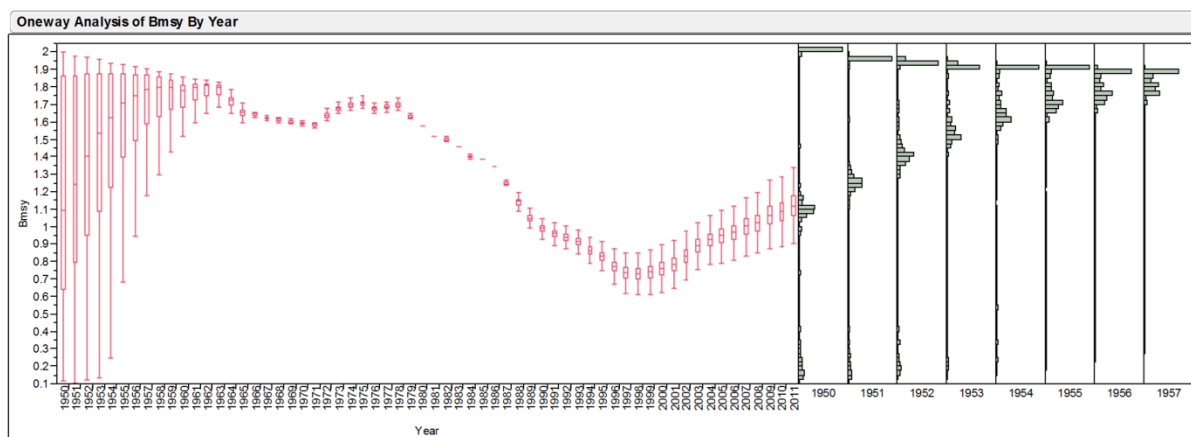




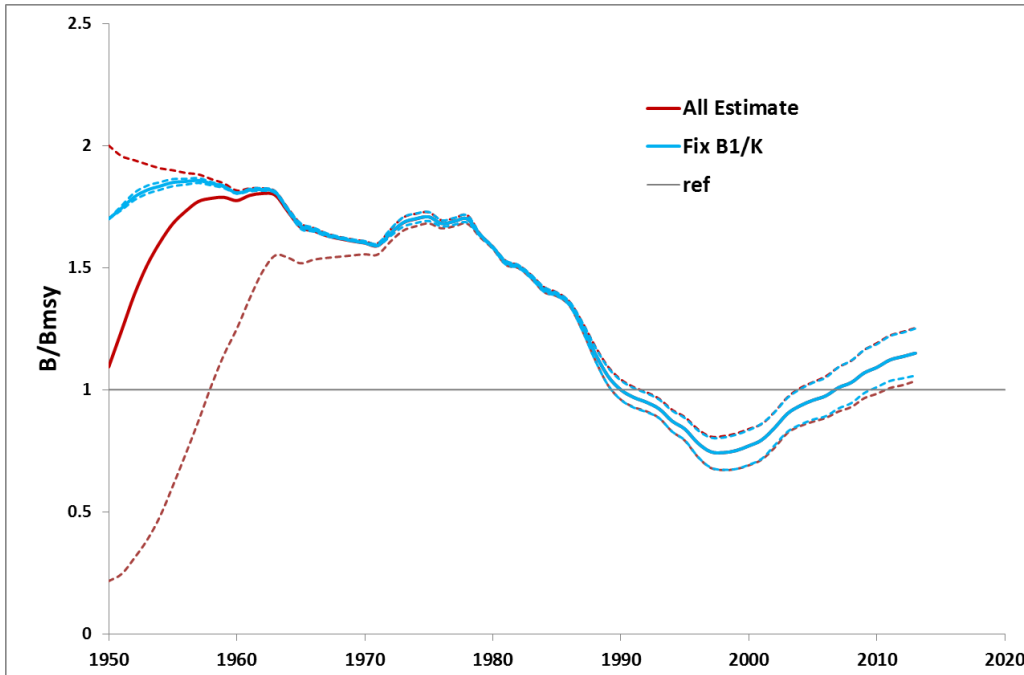
**Figure 12.** N-SWO ASPIC results Base Run2 model. Combined biomass index residuals (top left) and predicted index (right) and the relative annual trends of biomass ( $B/B_{MSY}$ ) and fishing mortality ( $F/F_{MSY}$ ) 1950-2011.



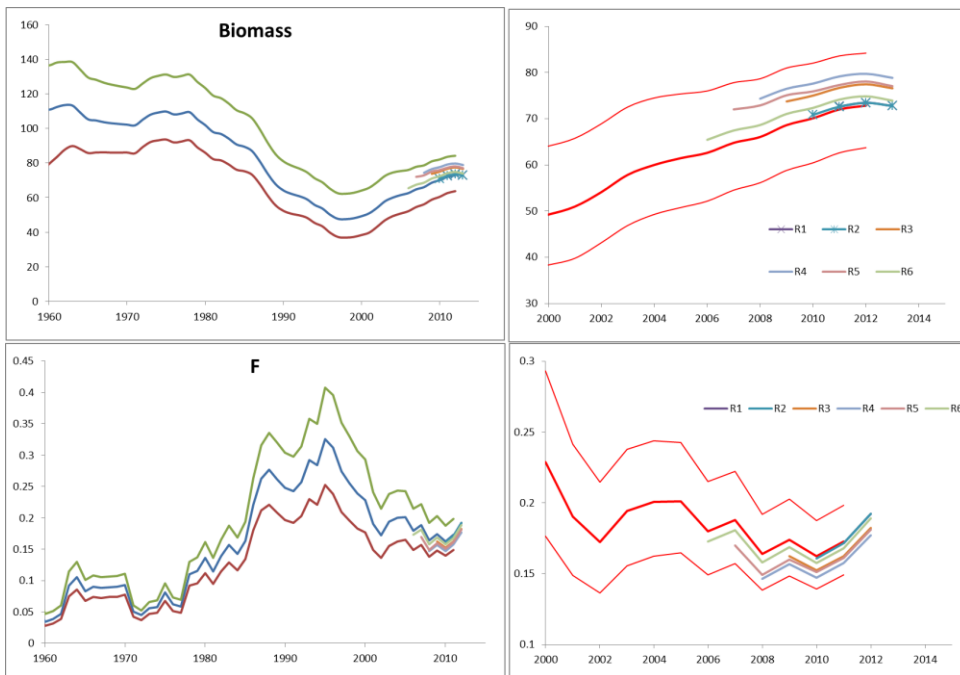
**Figure 13.** Trends in North Atlantic swordfish relative biomass (top) and fishing mortality (bottom) point estimates from the ASPIC base case (run2) model.



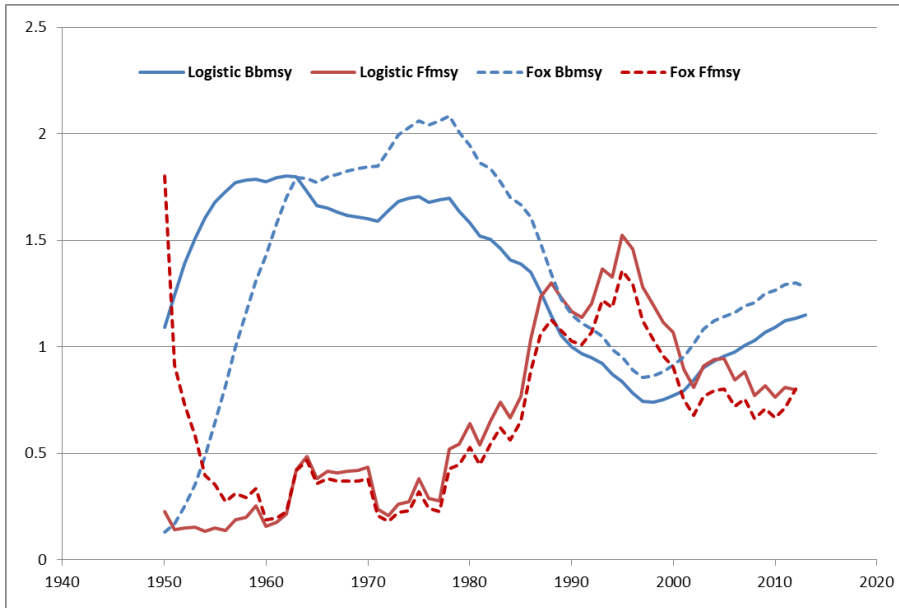
**Figure 14.** N-SWO. Distribution of bootstrap runs for the ASPIC base run model (run2) when estimating B1/K. The right plot shows the box plots of 1000 boots and the left the corresponding histograms.



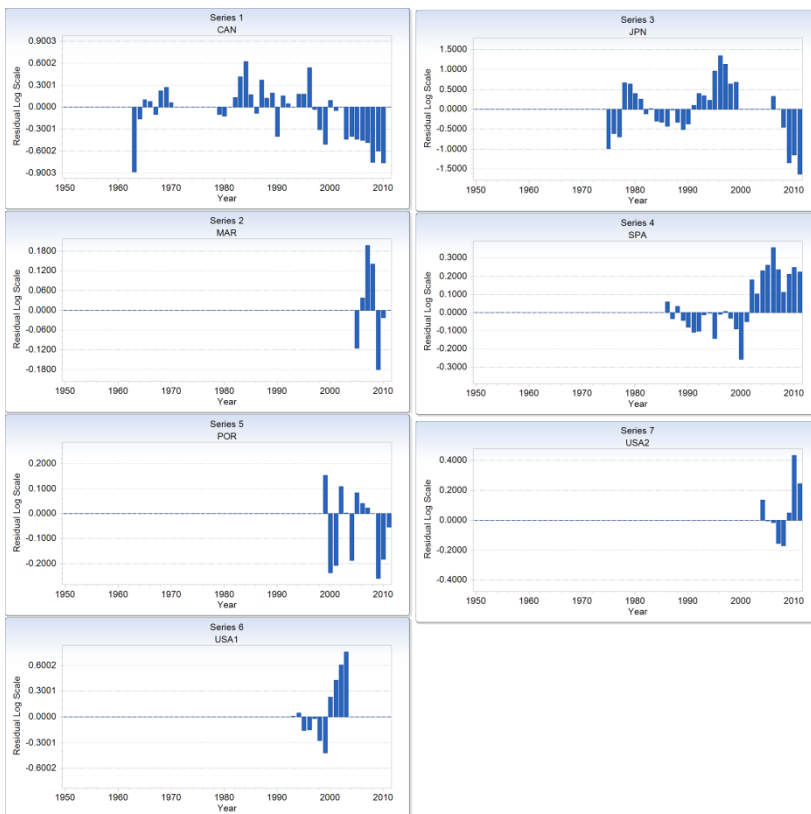
**Figure 15.** N-SWO. Annual trends of relative biomass ( $B/B_{MSY}$ ) with 80% estimated confidence bounds for the base case model with either estimating (run2) all initial parameters ( $B_1/K$ ,  $K$ ,  $MSY$ ,  $q$ ) or fixing  $B_1/K$  at 0.875 (run2).



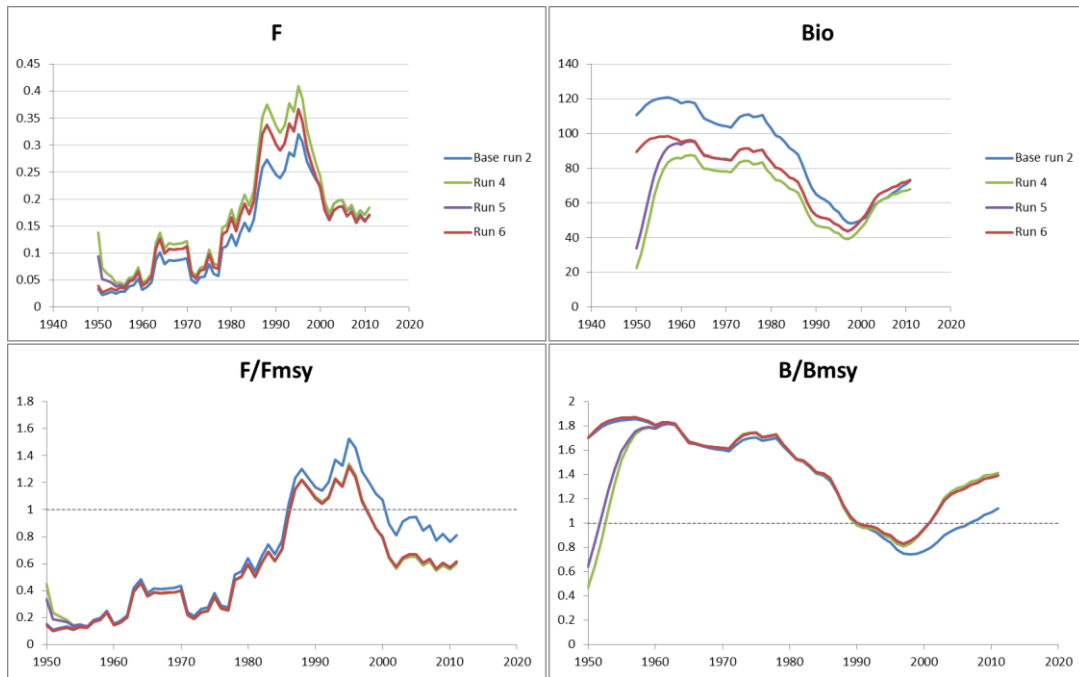
**Figure 16.** N-SWO. Cross-check validation run as projected from the retrospective scenarios using the known catch (Task I). Upper and lower curves represent 80% confidence bounds.



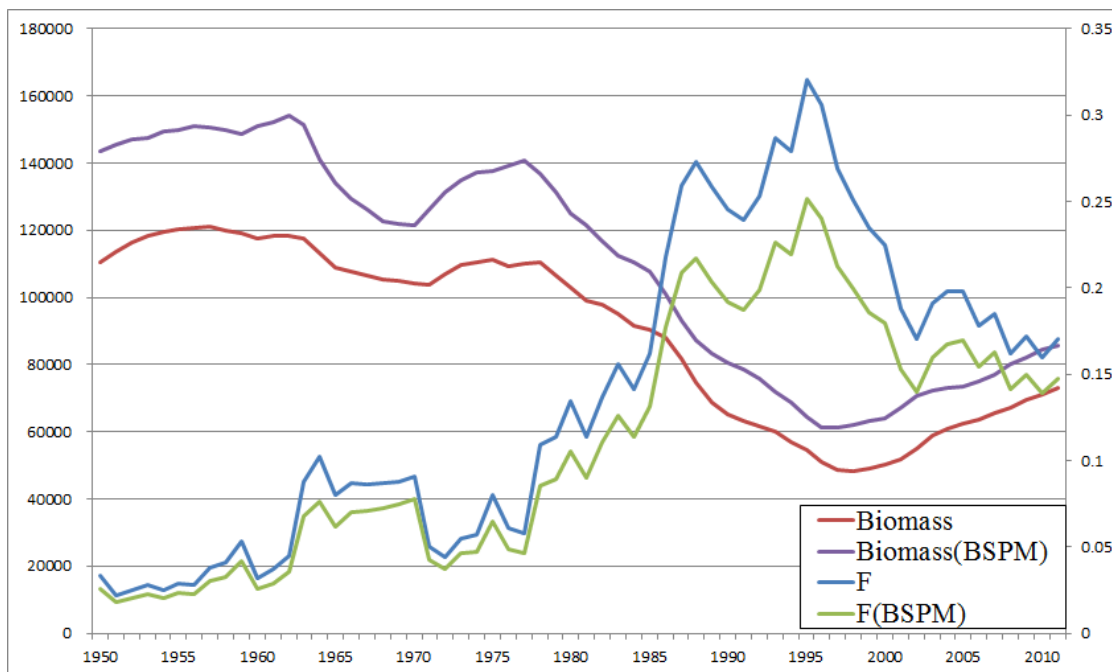
**Figure 17.** N-SWO. Relative trends in biomass ( $B/B_{MSY}$ ) and fishing mortality ( $F/F_{MSY}$ ) estimated by the Logistic (ASPIC base case run2) and the Fox surplus production model (ASPIC run3).



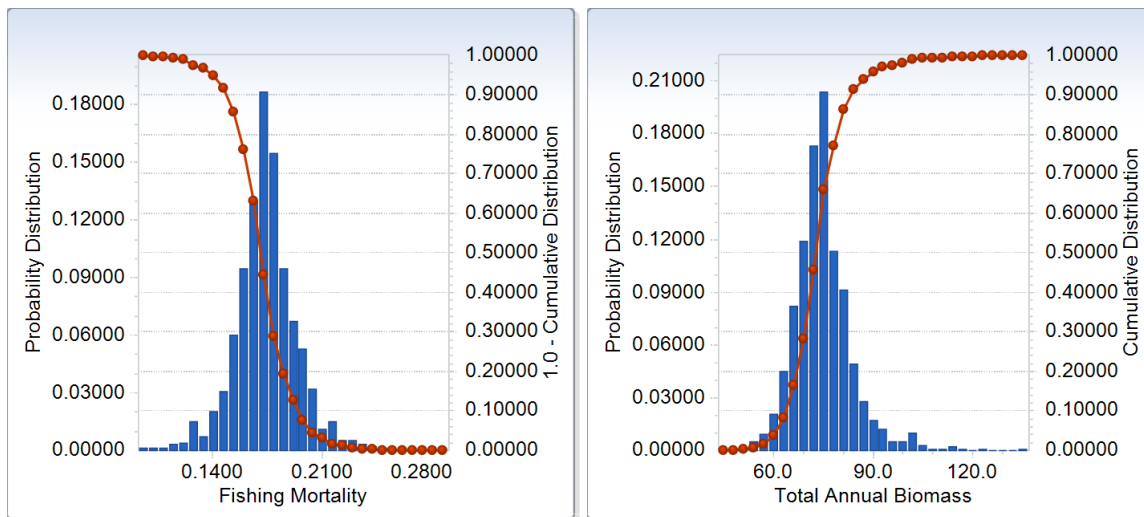
**Figure 18.** N-SWO Diagnostic plots. An example of the residual patterns for the indices of abundance by fleet predicted by the ASPIC SPM run 5.



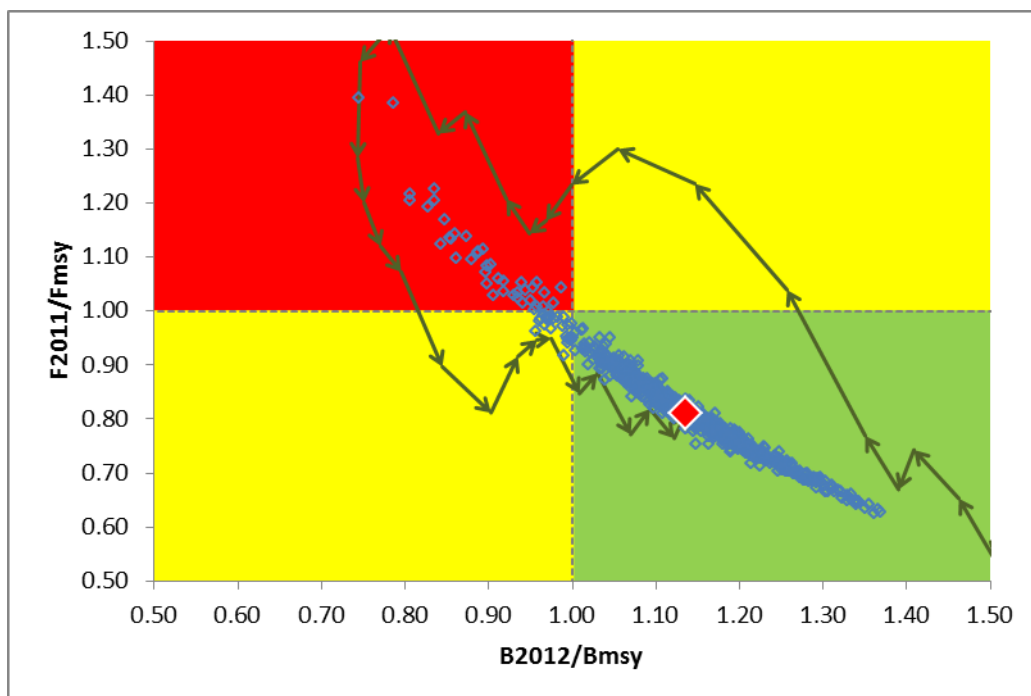
**Figure 19.** N-SWO Trends in fishing mortality, total biomass, relative F and relative biomass for the base case (run2) and runs with multiple indices of abundance (runs 4 to 6) from a Surplus Production Model for north Atlantic swordfish.



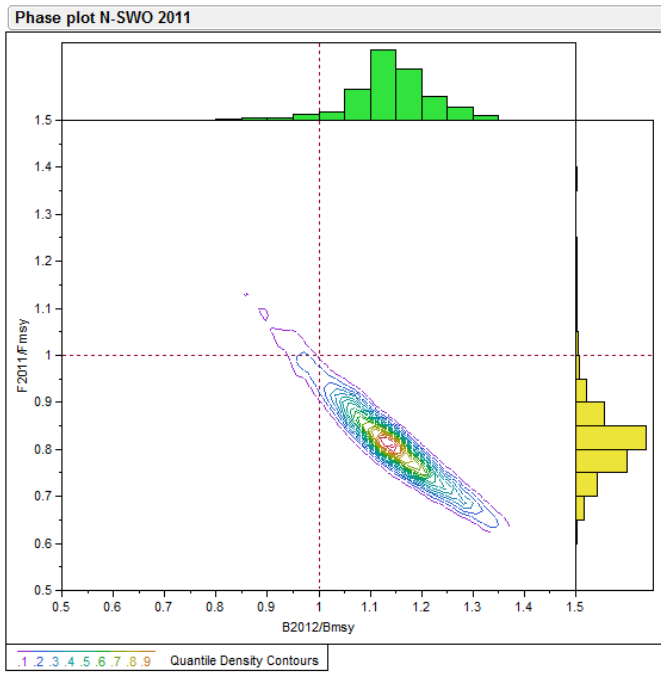
**Figure 20.** Trends in North Atlantic swordfish absolute biomass and fishing mortality estimates from the ASPIC base case (run2) and BSP2 reference case (run1) models.



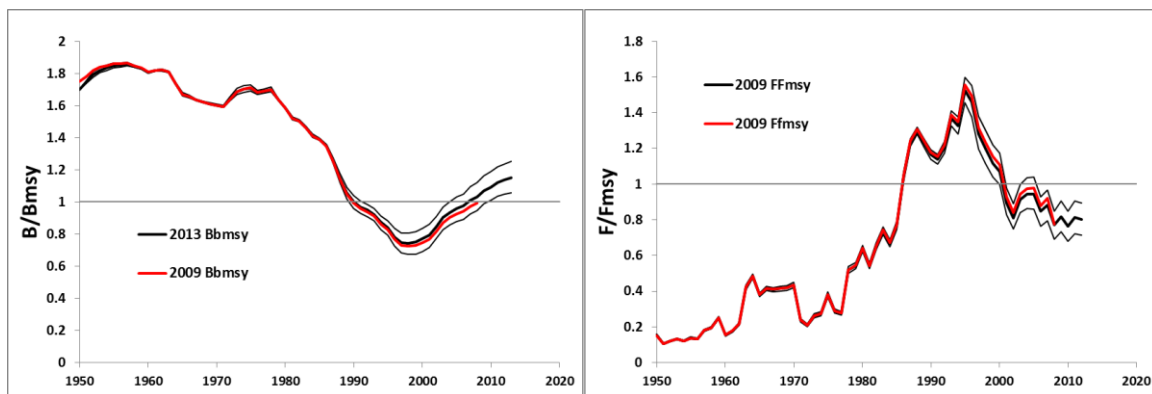
**Figure 21.** Histograms of predicted absolute fishing mortality (2011) and total biomass (start 2012) from the north Atlantic swordfish ASPIC base case run2 model.



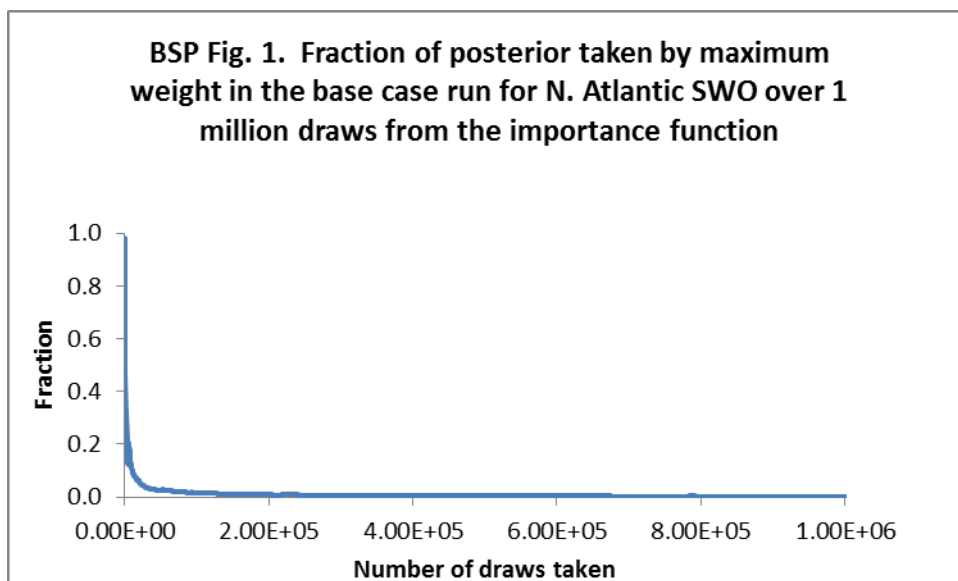
**Figure 22.** N-SWO Kobe plot for north Atlantic swordfish status at the start of 2012. Points show the results from 1000 bootstrap runs, solid diamond the estimated median point and the solid line the track of the stock status since 1950. (ASPIC base case north run2).



**Figure 23.** N-SWO A phase plot of relative biomass and fishing mortality from the ASPIC base model (run2). Areas depict the estimated non parametric quantile density contours (by 0.05 increments) of 1000 bootstrapped runs. Histograms show the marginal distribution for each variable.

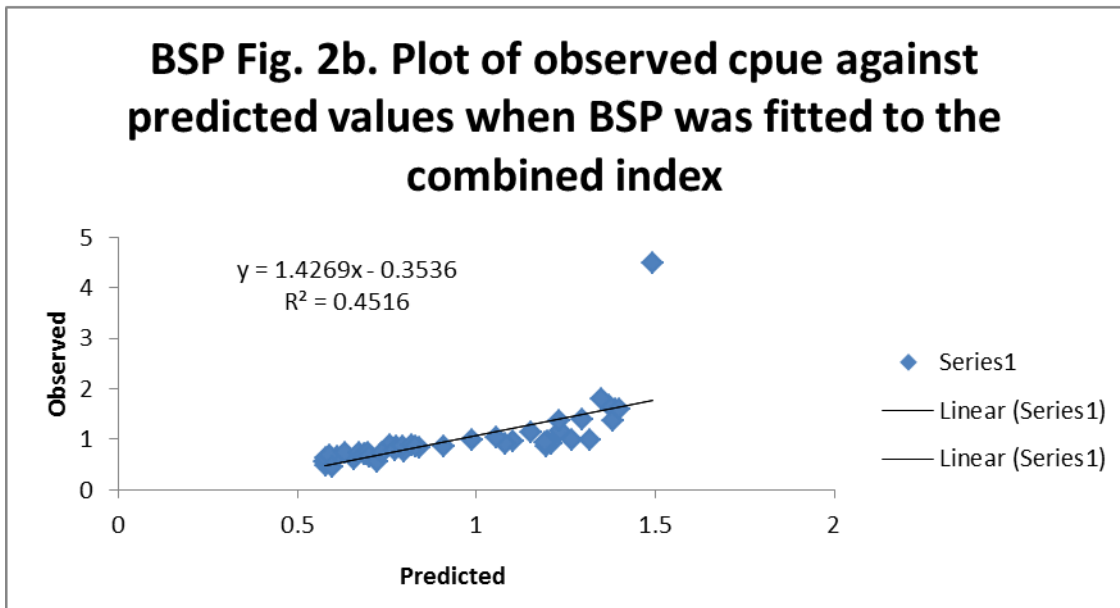
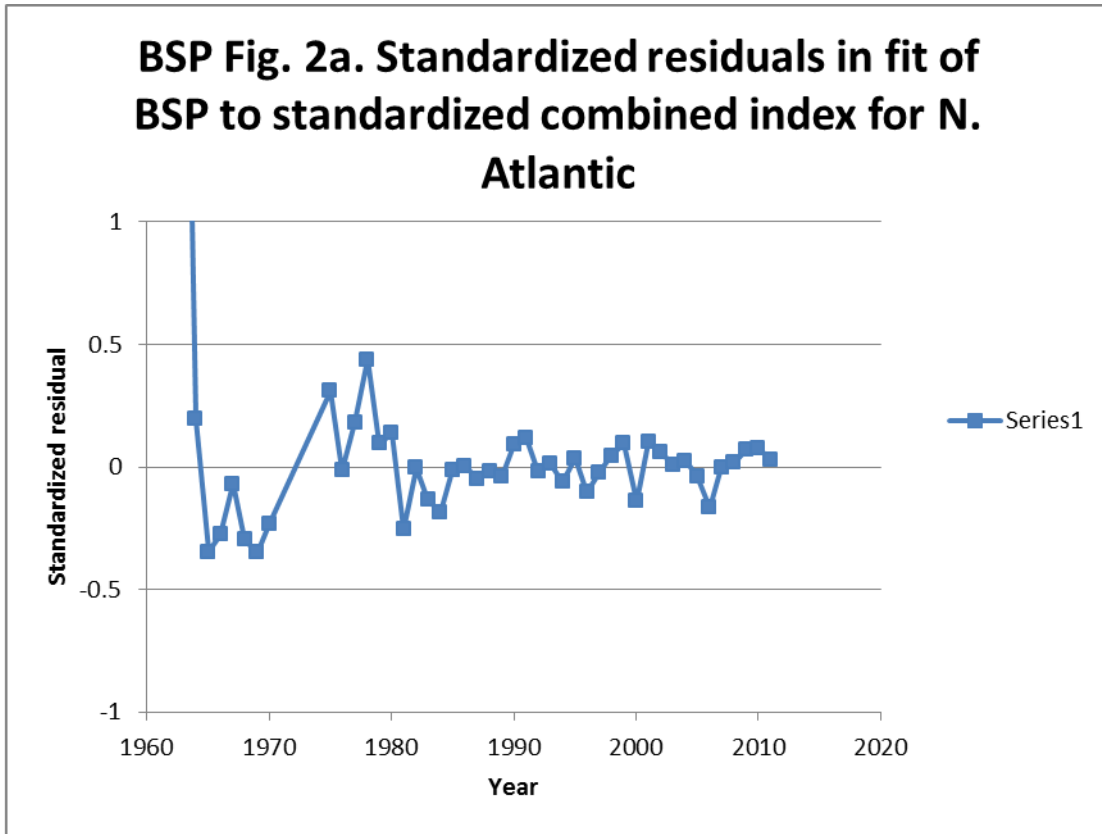


**Figure 24.** N-SWO. A comparison of the relative biomass (left) and fishing mortality (right) estimated by the base case models in 2009 and 2013 assessments. Thin lines indicate the 80% confidence bounds for the 2013 estimates.

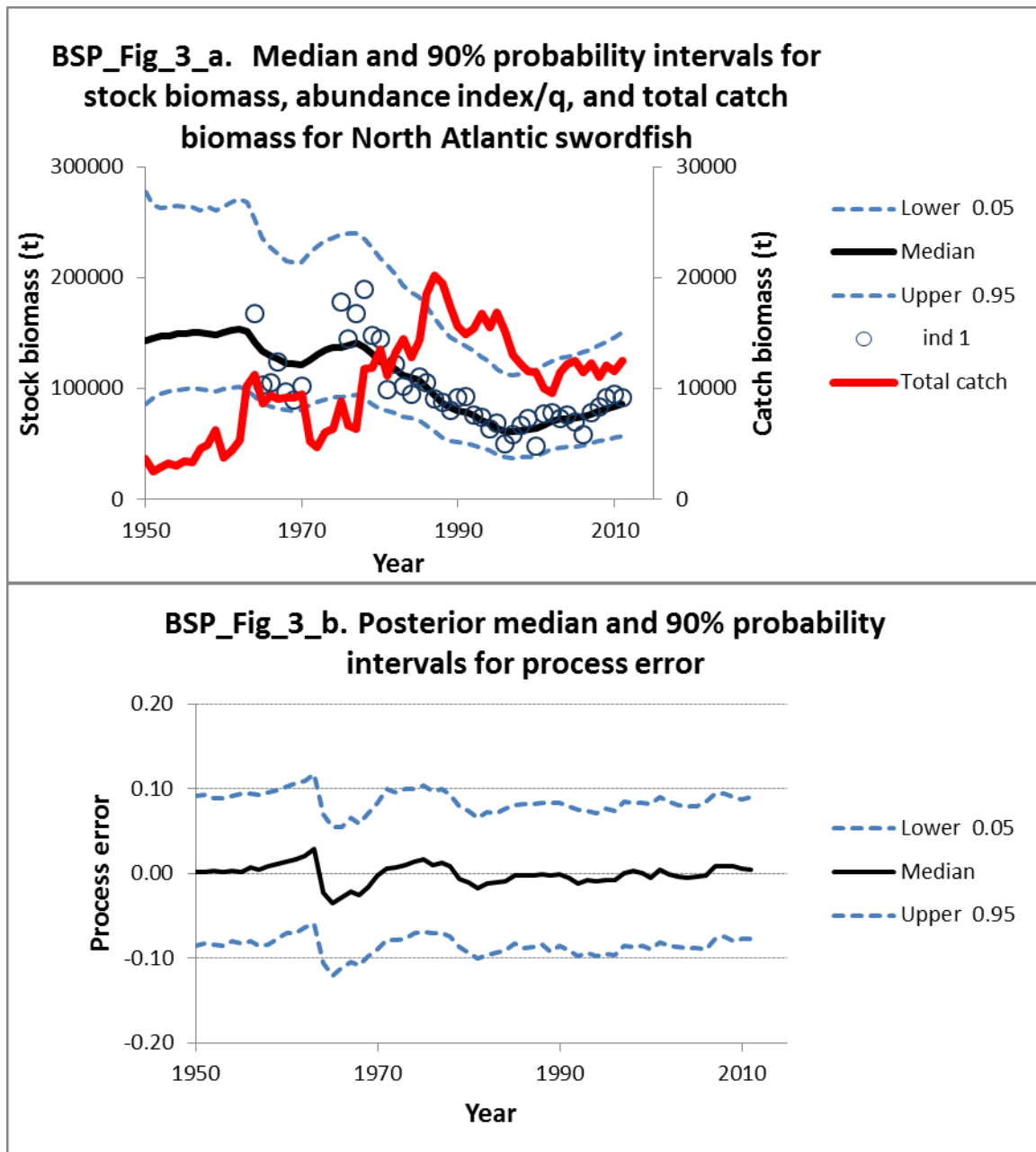


**Figure 25.** Plot of the fraction of the posterior taken by the maximum weight drawn in the base case BSP run for North Atlantic swordfish.

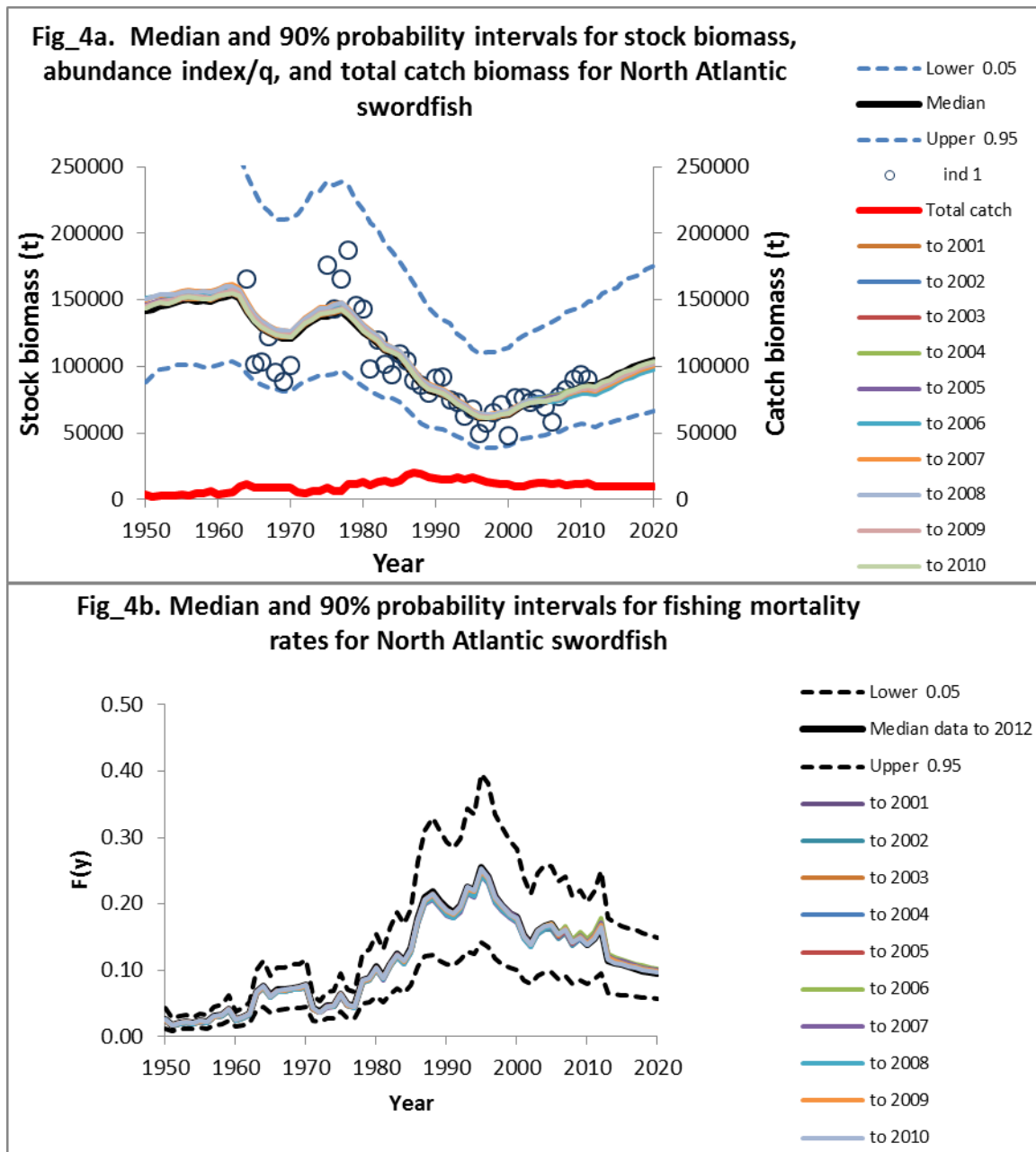




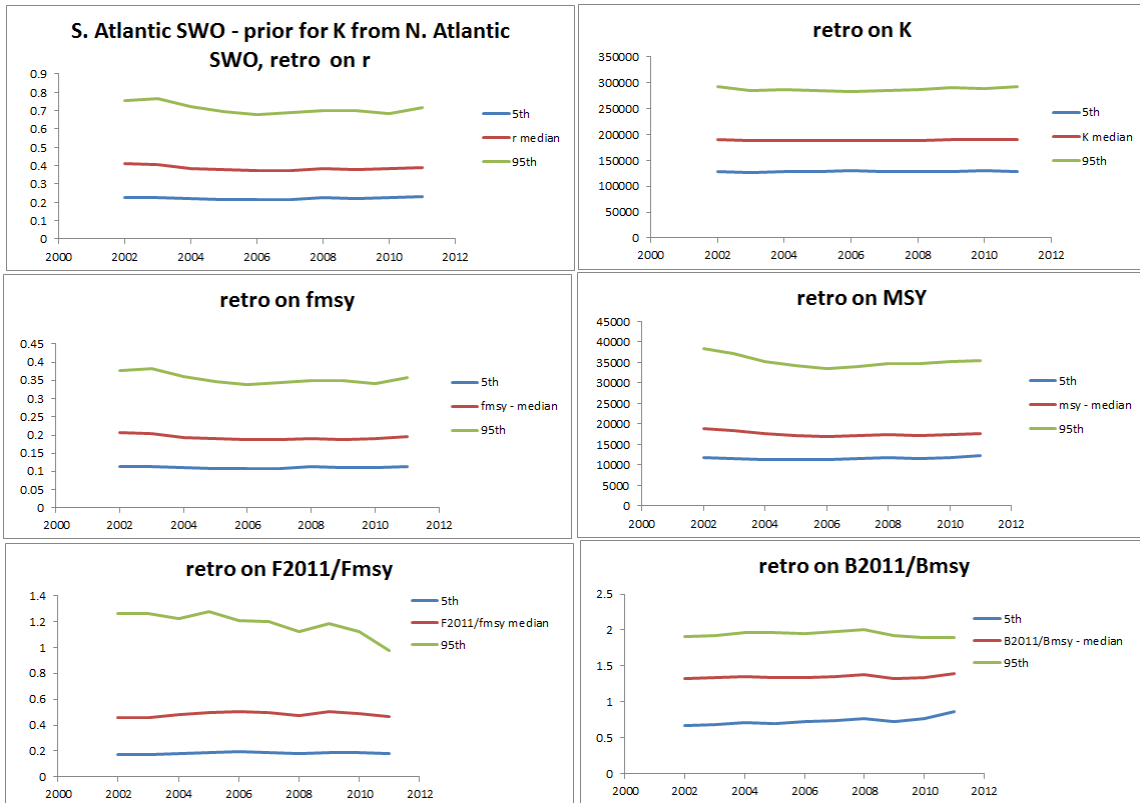
**Figure 26.** Plots of a. residuals for the by flag CPUE data, and b. observed versus predicted CPUE with the BSP model run R.S applied to North Atlantic swordfish.



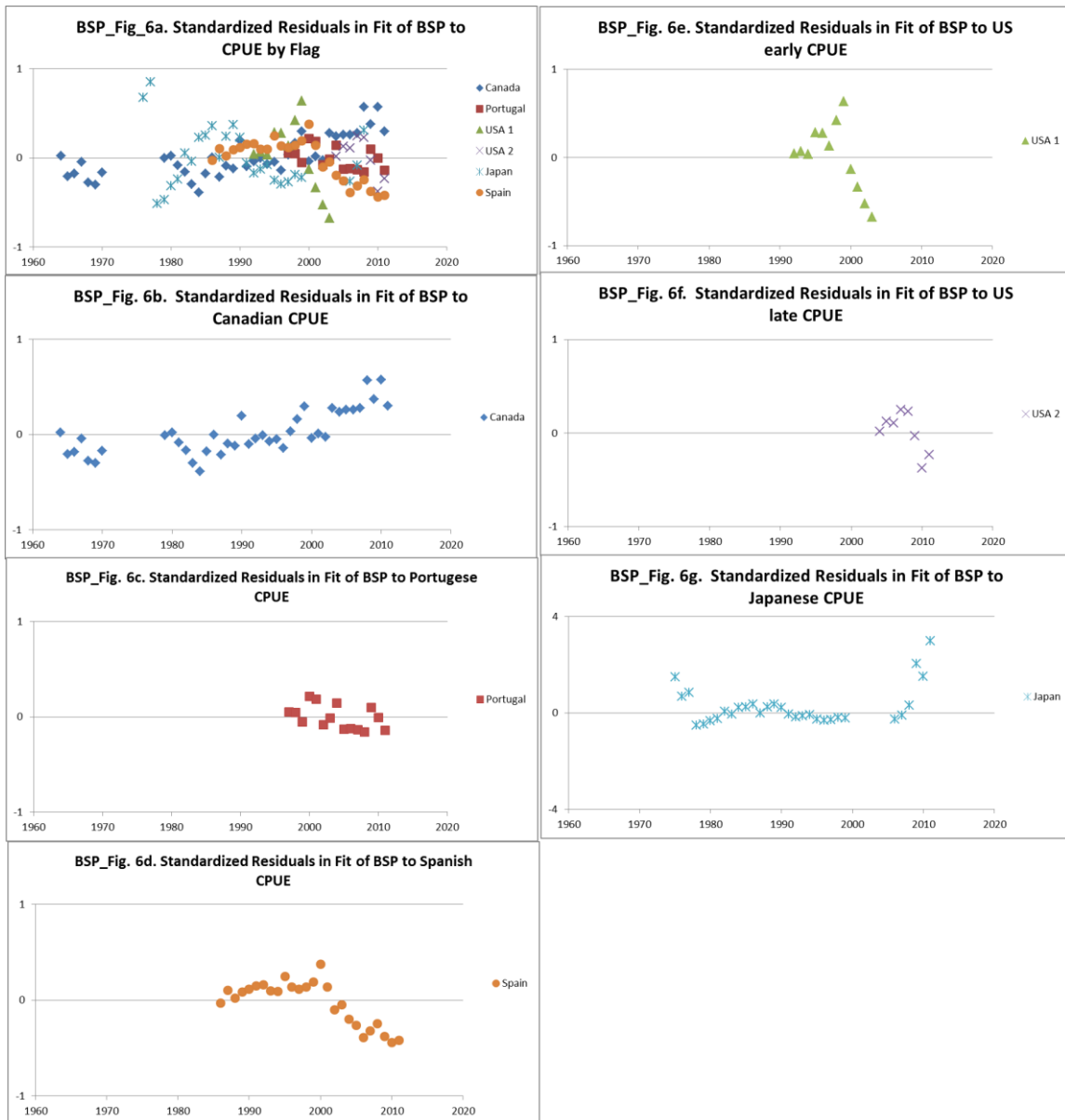
**Figure 27** a. Plots of estimated swordfish stock biomass and b. process error deviates for the reference case BSP model (R.N) application to the combined CPUE index in the North Atlantic Ocean



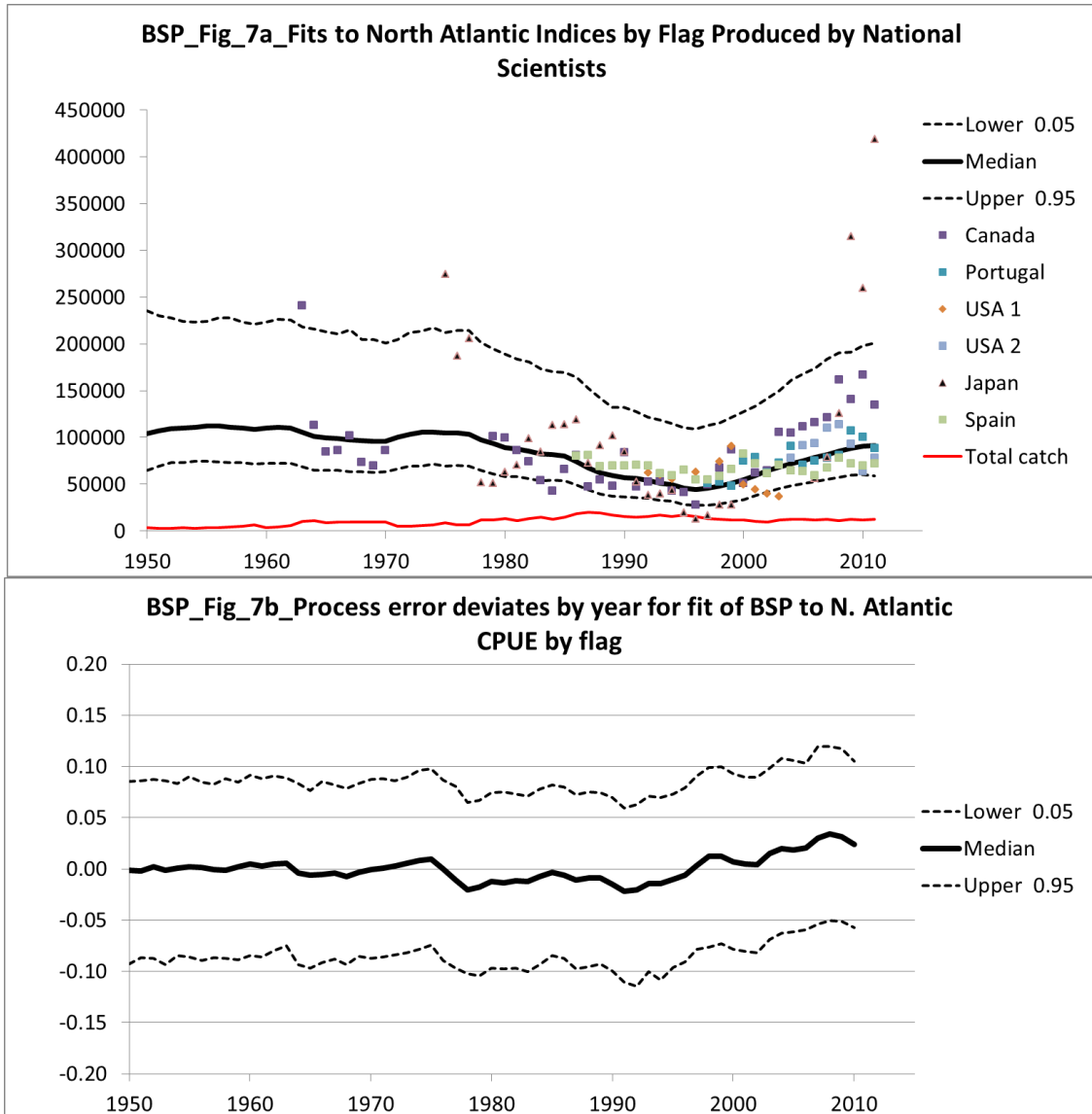
**Figure 28.** Plots of a. stock biomass and b. fishing mortality rate estimates and predictions from a retrospective cross-validation analysis with the BSP model runs for North Atlantic swordfish.



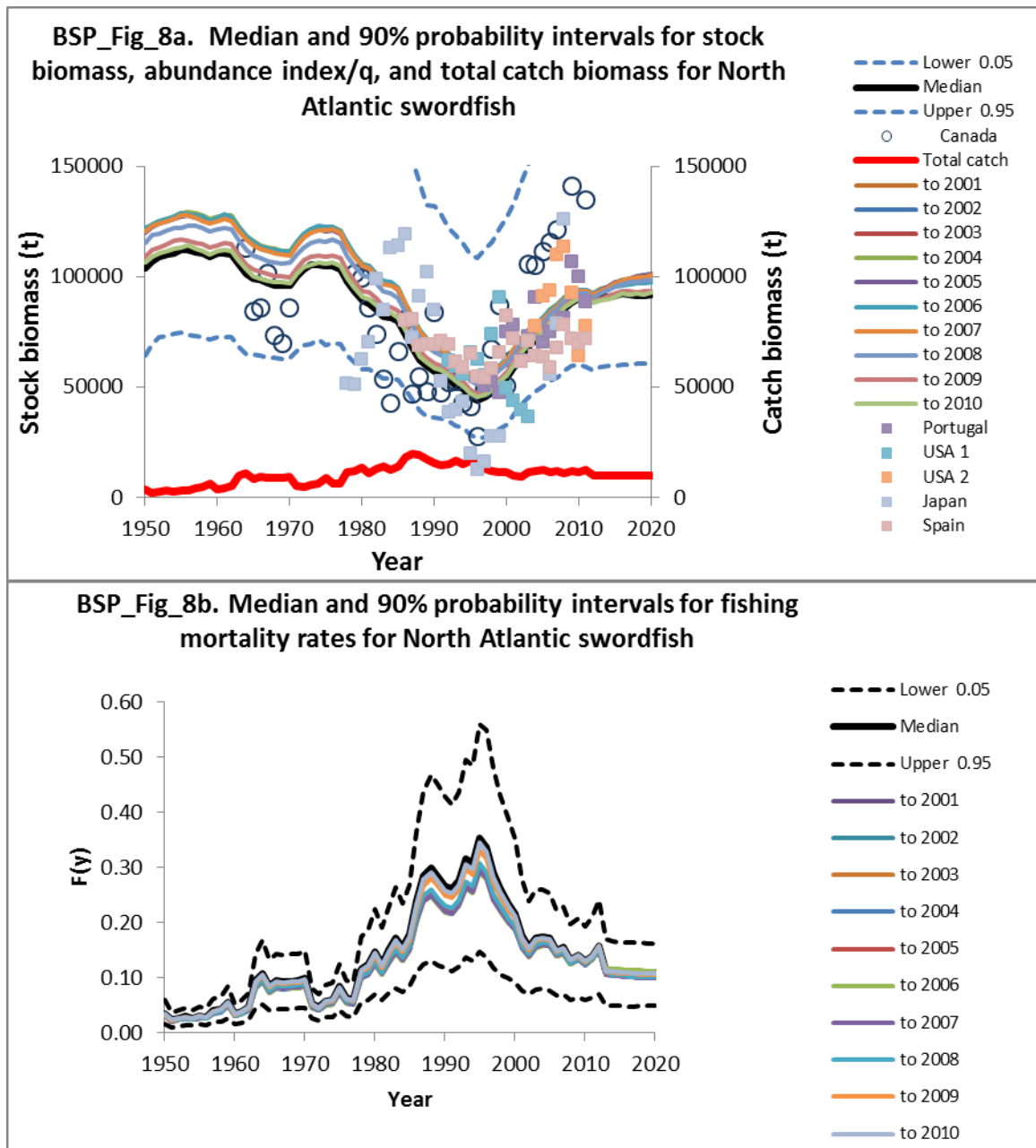
**Figure 29.** Point estimates of  $K$ ,  $r$ ,  $B/B_{MSY}$ ,  $F/F_{MSY}$ ,  $F_{MSY}$  and  $MSY$  resulting from a retrospective analysis of the North Atlantic swordfish BSP2 reference case (runR.N).



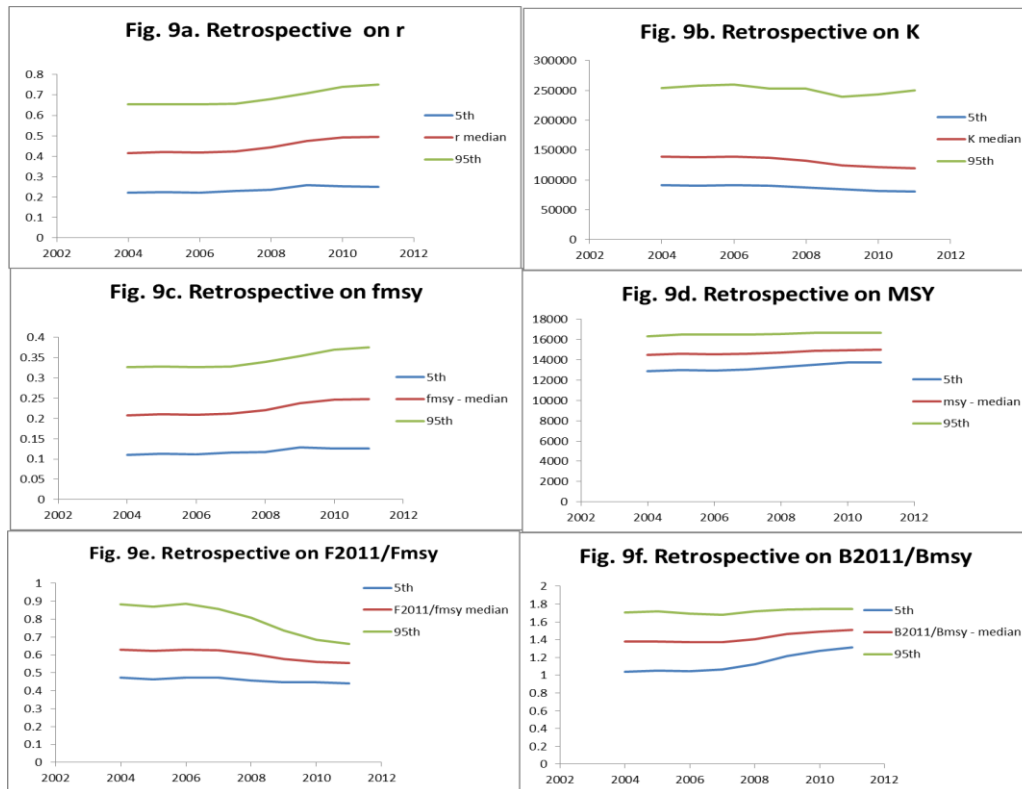
**Figure 30.** Standardized residuals plotted against year for the fit of the BSP model to the CPUE indices by flag for North Atlantic Swordfish.



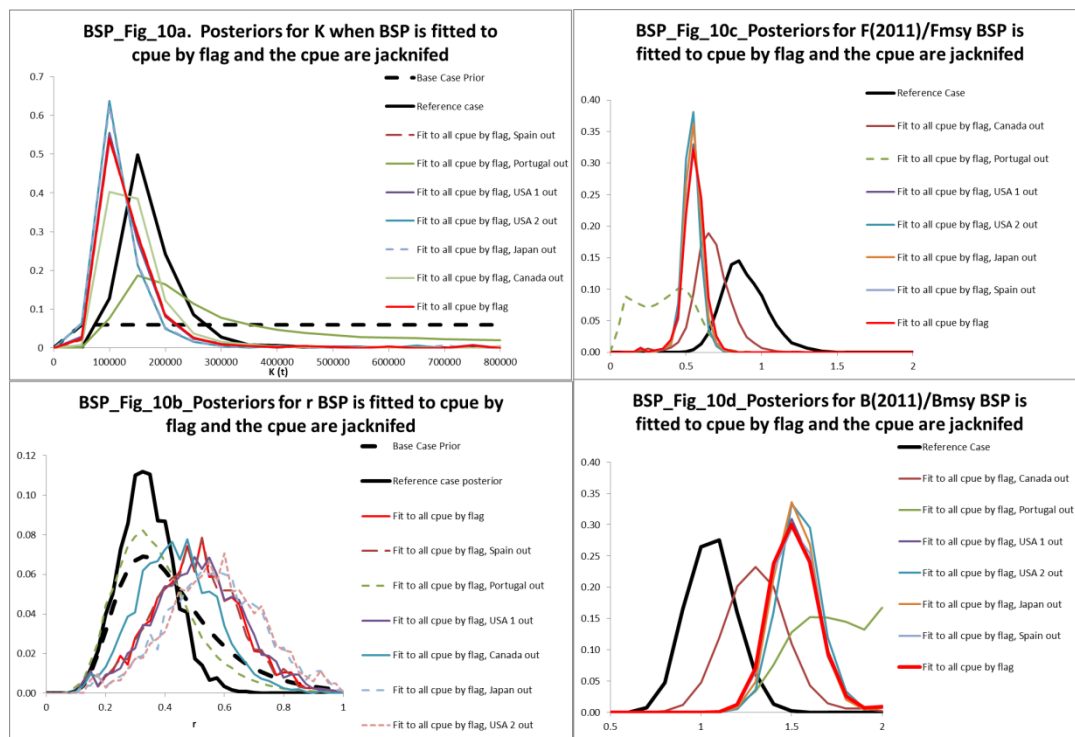
**Figure 31.** Plots of a) the fit of the BSP model to the standardized CPUE data by flag and b) the associated annual process error deviates.



**Figure 32.** Stock biomass and b. fishing mortality rate estimate trajectories from a retrospective – cross validation analysis with the fitting of BSP to the CPUE data by flag with equal weighting (run C.1) for North Atlantic swordfish.

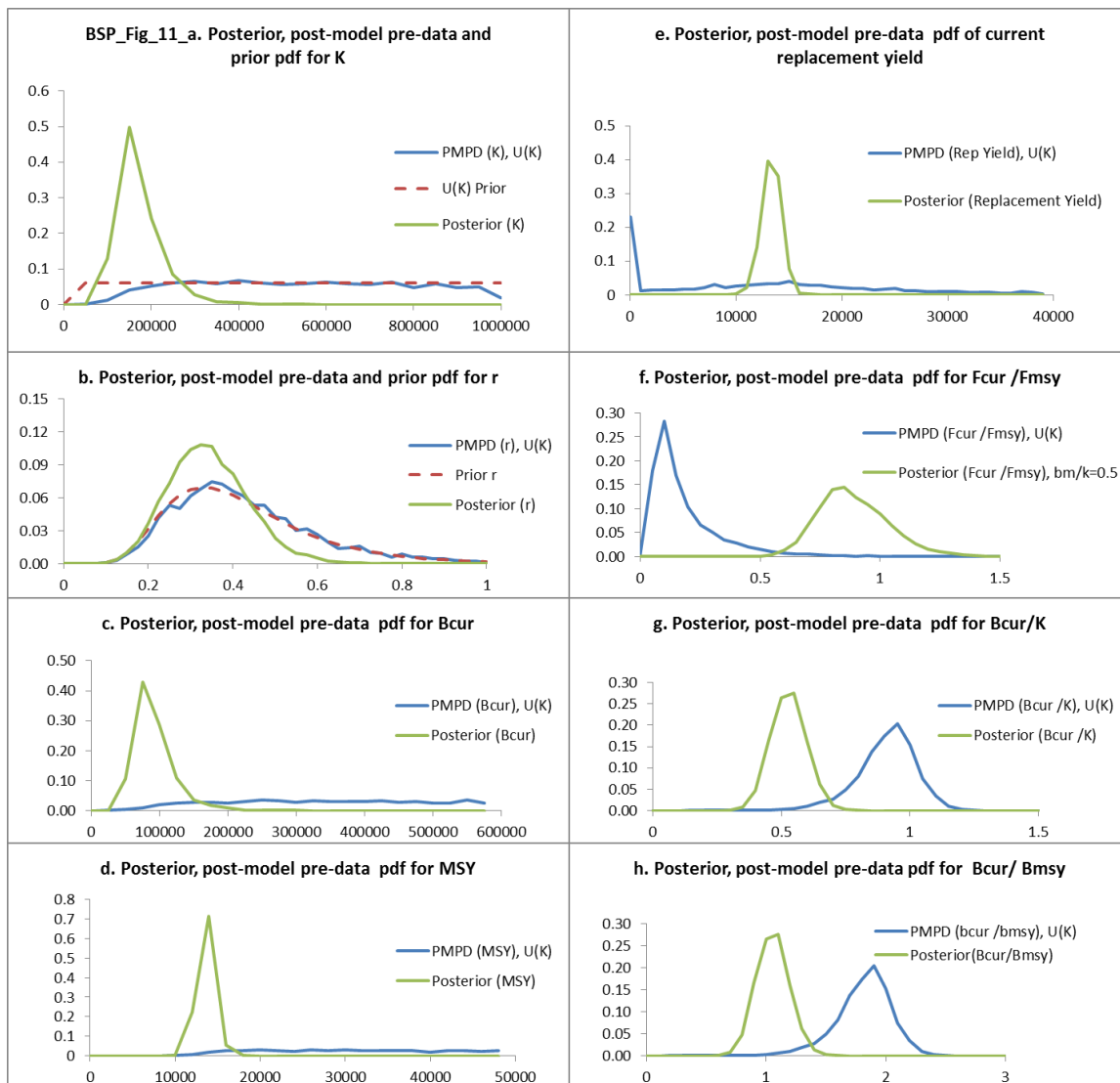


**Figure 33.** Plots of retrospective patterns in estimates of a.  $r$ , b.  $K$ , c.  $F_{MSY}$ , d.  $MSY$ , e.  $F_{2011}/F_{msy}$  and f.  $B_{2011}/B_{msy}$  in the BSP model run C.1 in which BSP was fitted to CPUE by flag with equal weighting to the different CPUE series for North Atlantic swordfish.

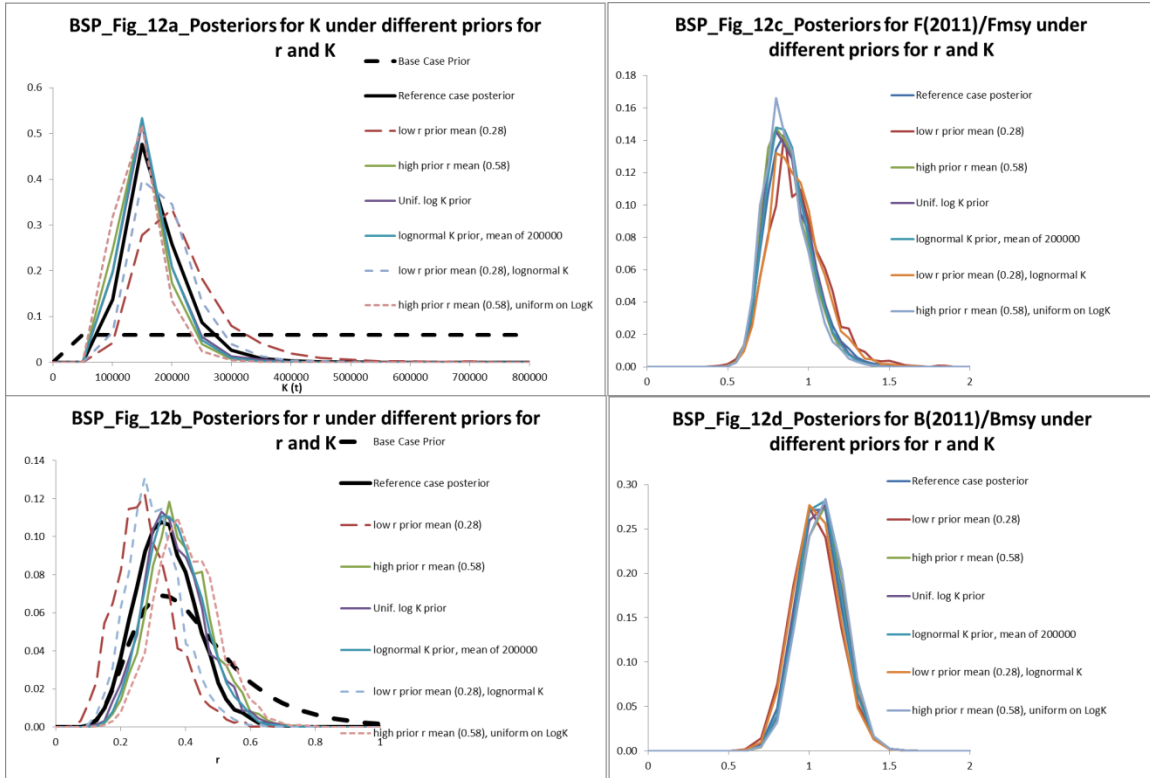


**Figure 34** Marginal posteriors for a. carrying capacity ( $K$ ), b.  $r$ , c. fishing mortality rate in 2011/  $F_{msy}$ , and d. stock biomass in 2011/  $B_{msy}$ . Diagnostic runs were carried out leaving out one CPUE series at a time for North Atlantic swordfish.

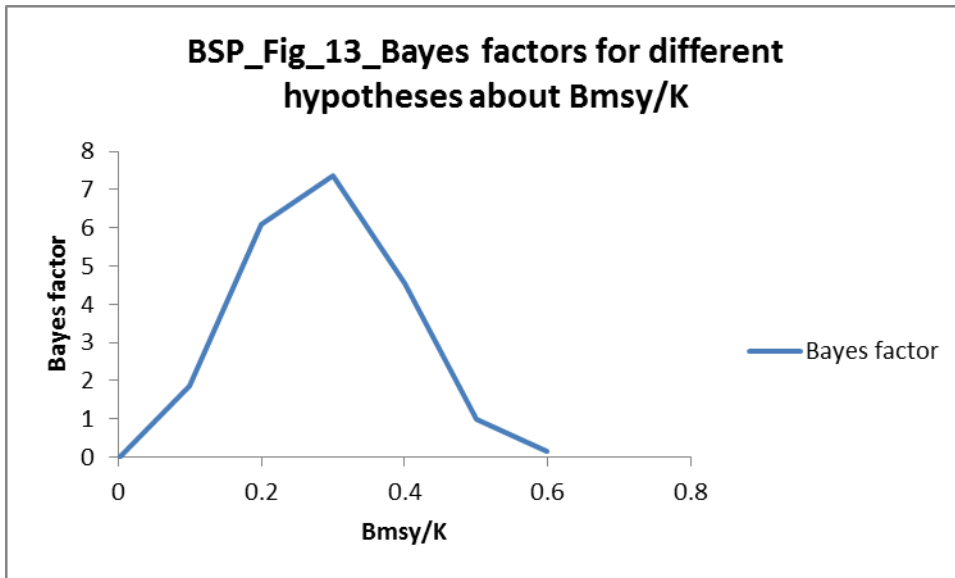




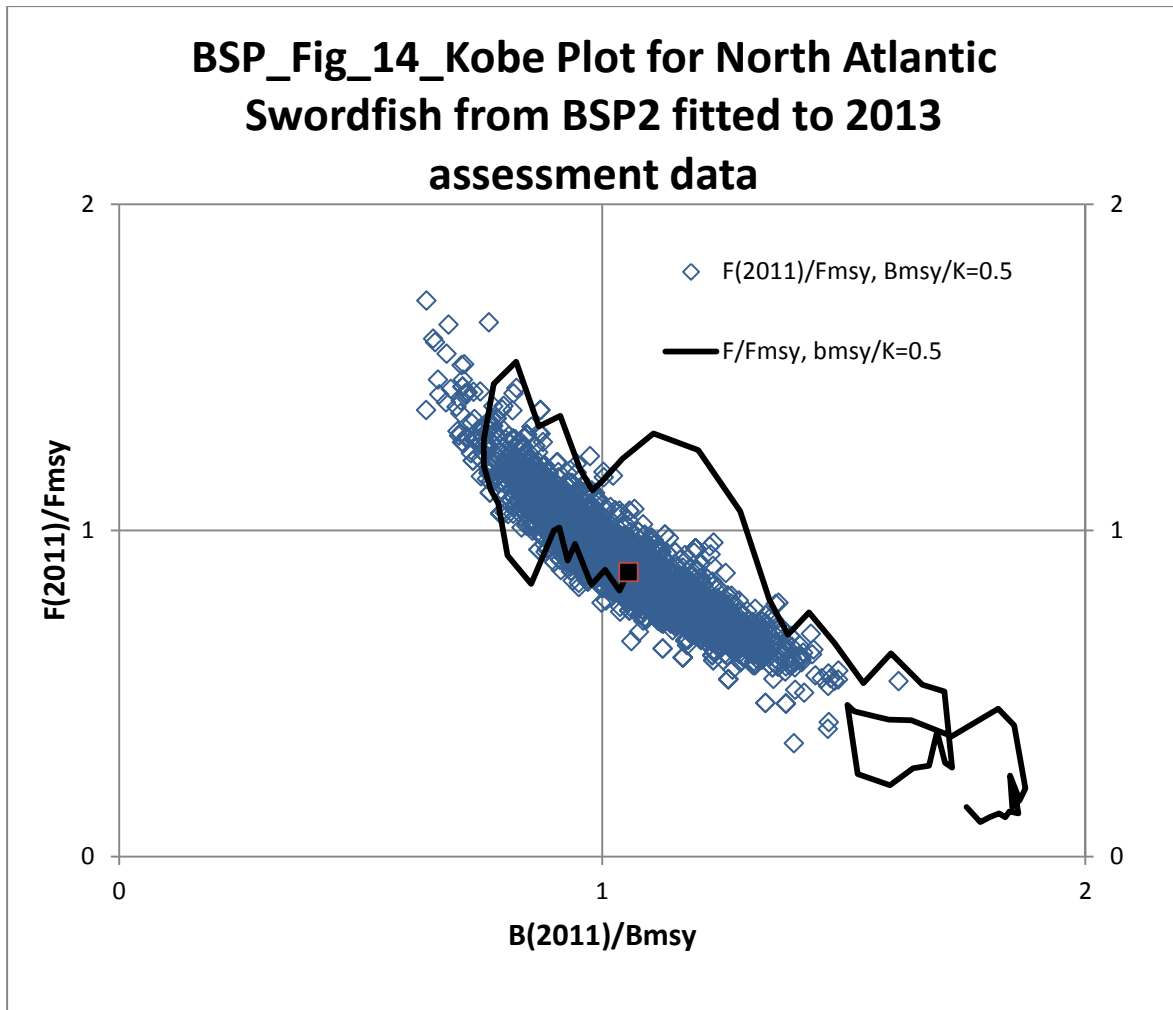
**Figure 35.** Marginal posterior distributions and post-model-pre-data distributions for the reference case run of BSP for North Atlantic swordfish.



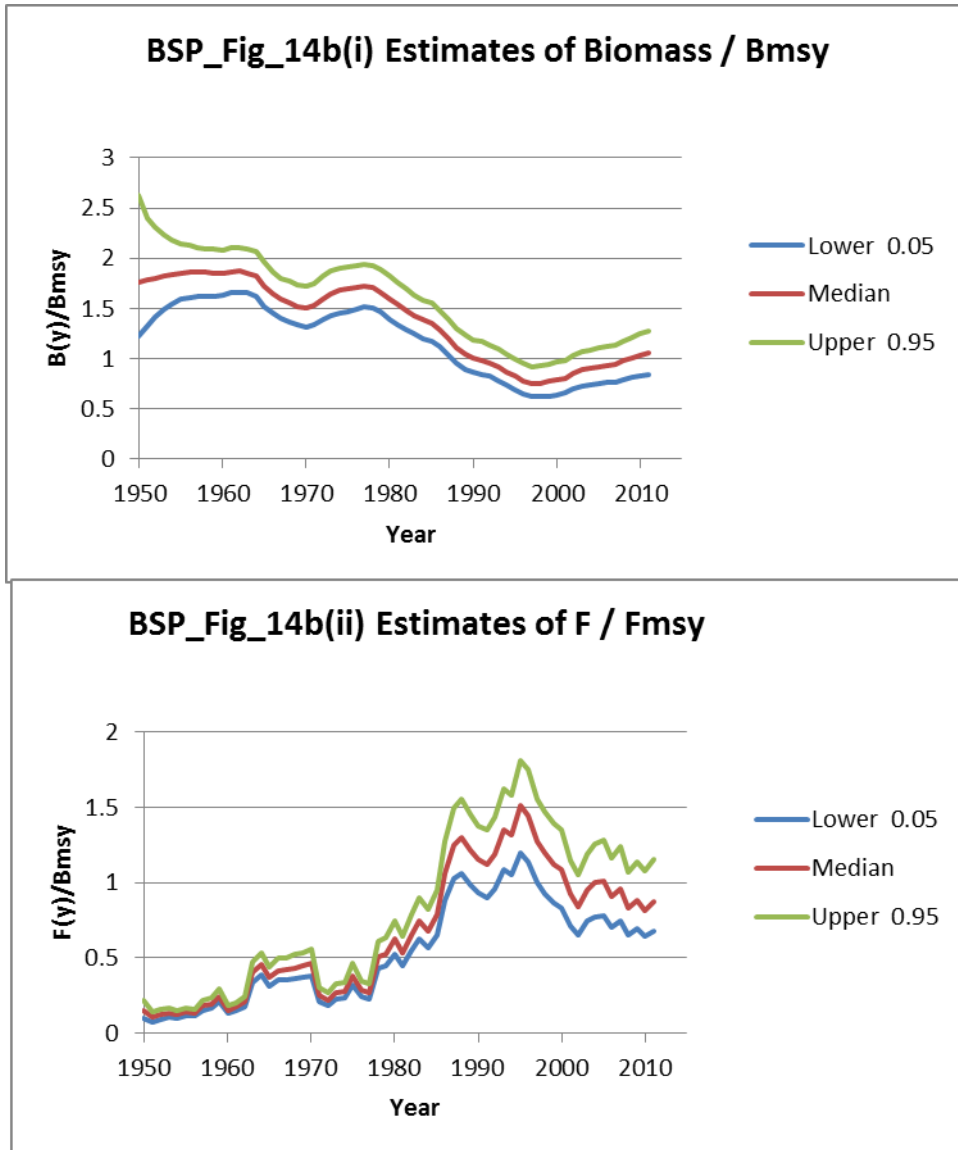
**Figure 36.** Marginal posterior distributions for  $K$ ,  $r$ ,  $F(2011)/F_{msy}$ ,  $B(2011)/B_{msy}$  for North Atlantic swordfish under different priors for  $r$  and  $K$ , with the BSP model fitted to the combined index for North Atlantic swordfish.



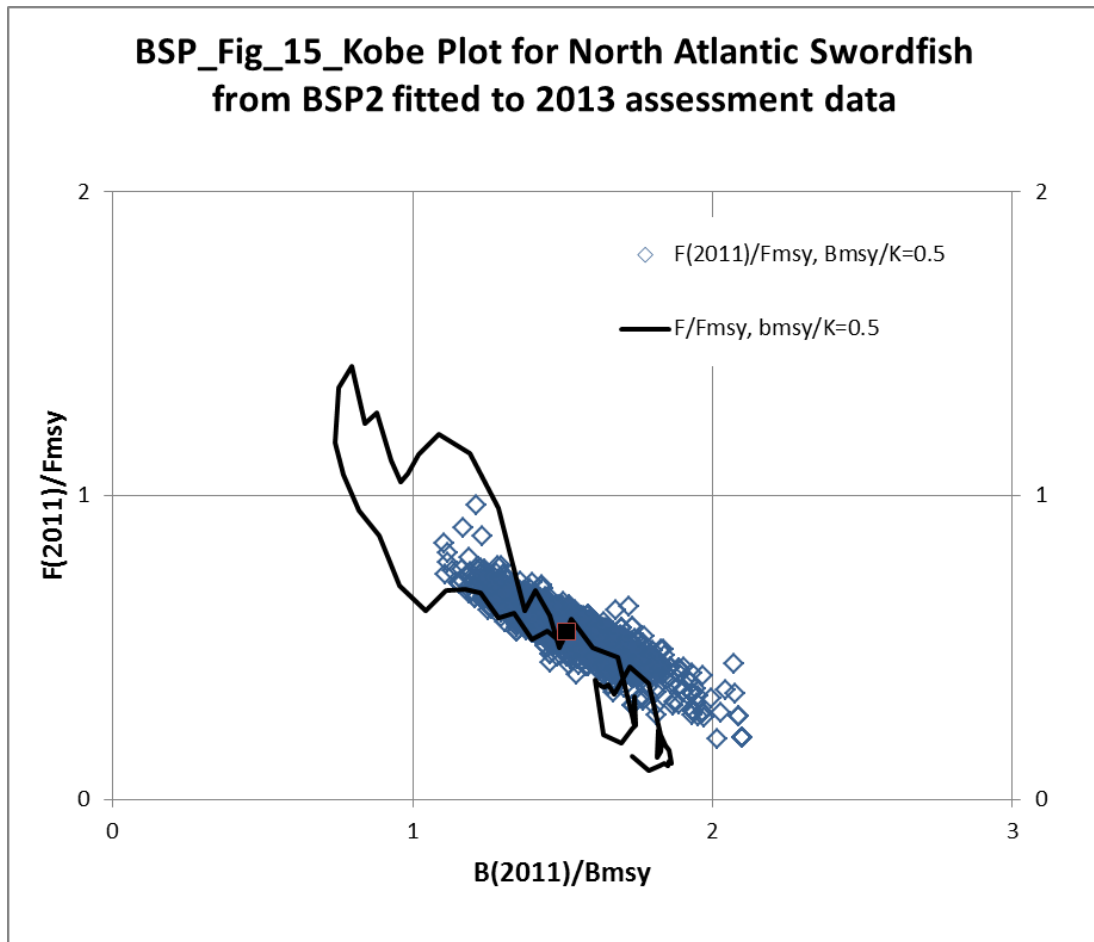
**Figure 37.** Bayes factors computed for the BSP model when applied to the combined index and run with values for  $B_{msy}/K$  ranging from 0.1 to 0.6 (BSP runs B.1-B.5 and R.N).



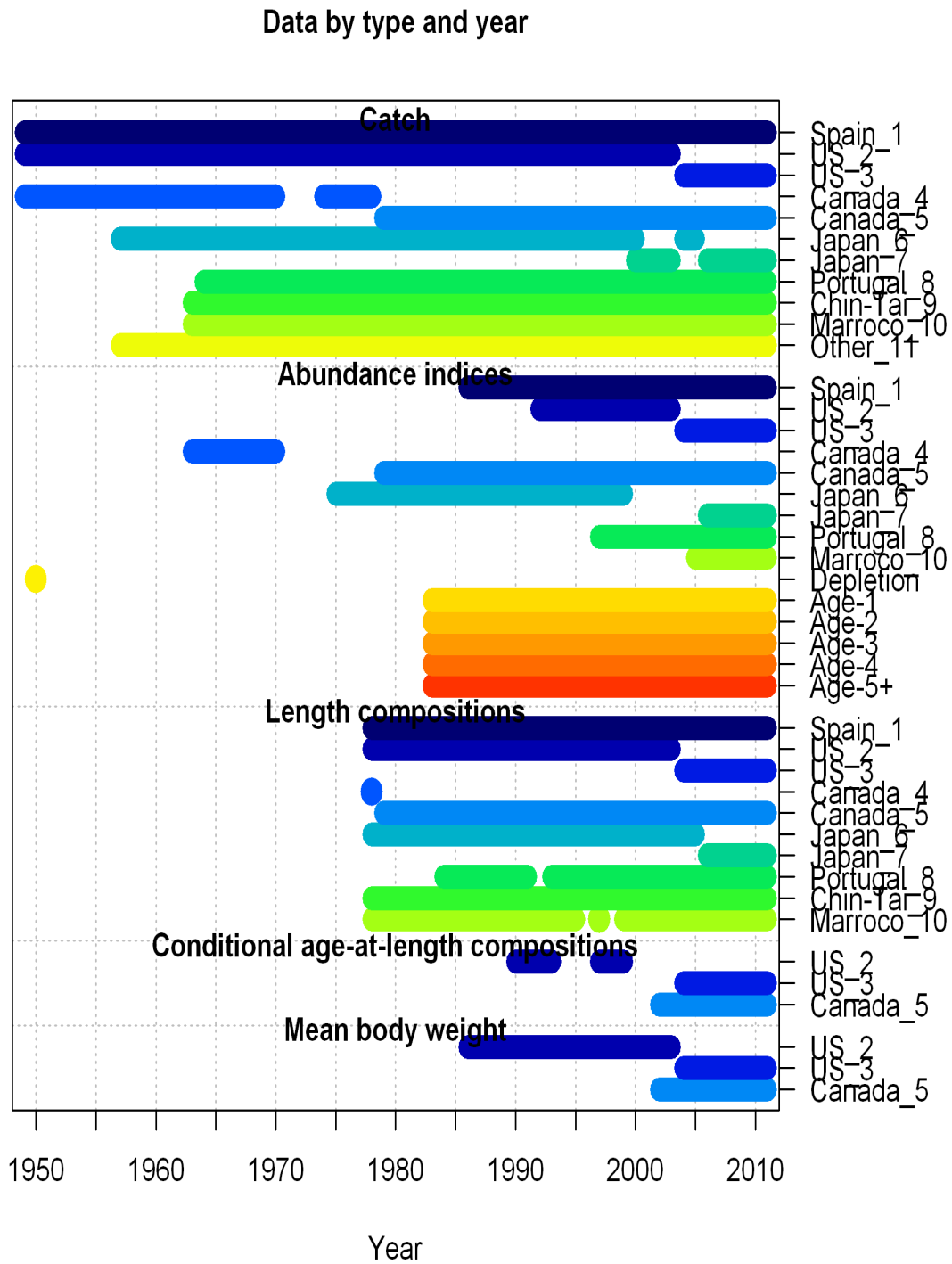
**Figure 38.** Kobe phase plot from fit of BSP to the combined index (run R.N) for North Atlantic swordfish.. The diamonds show individual draws from the posterior while the trajectory shows the posterior median values of  $F/F_{MSY}$  and  $B/B_{MSY}$  running from 1950-2011.



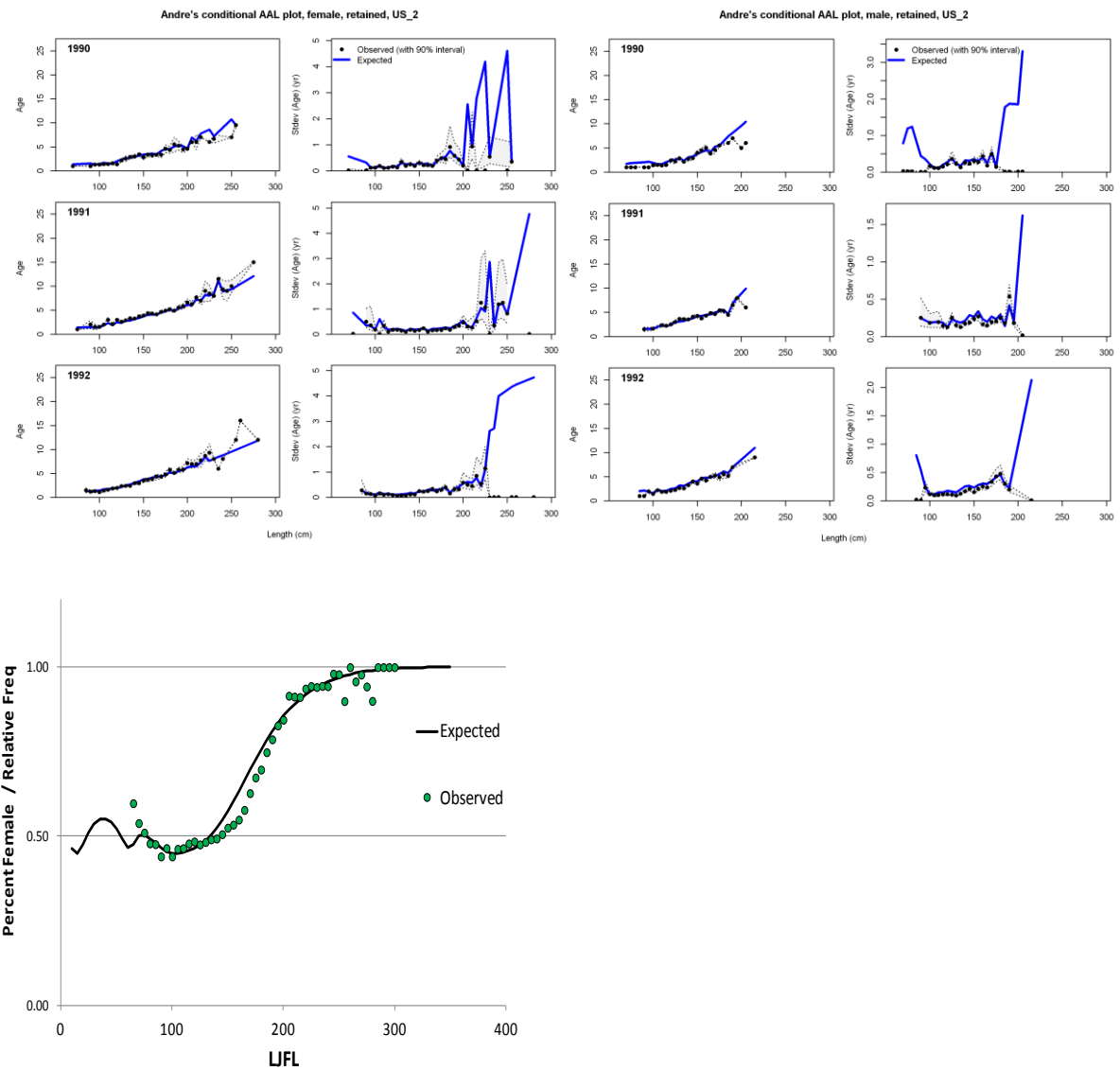
**Figure 39.** Plots of the ratios of i) stock biomass to  $B_{MSY}$  and ii) fishing mortality rate to  $F_{MSY}$  from the reference case BSP run for North Atlantic swordfish.



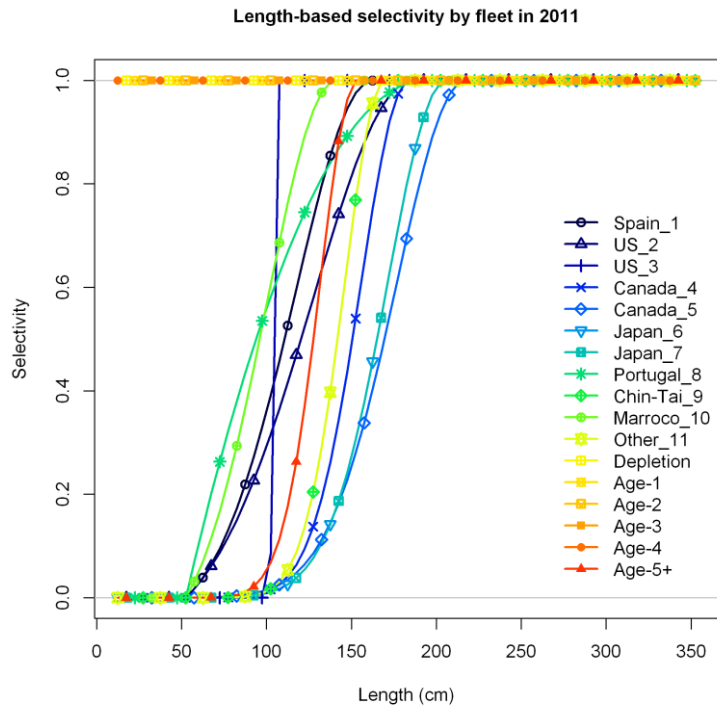
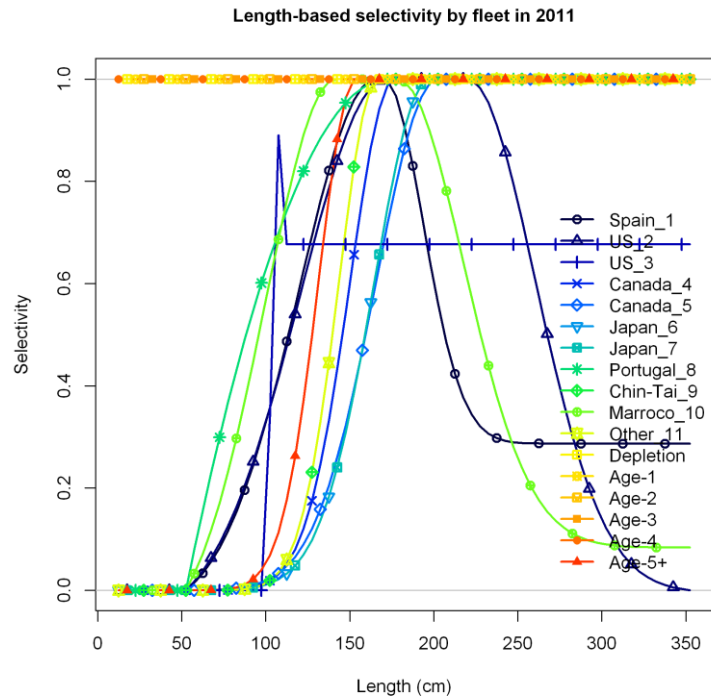
**Figure 40.** Kobe phase plot from fit of BSP to CPUE indices by flag (run C.1) for North Atlantic swordfish. The diamonds show individual draws from the posterior while the trajectory shows the posterior median values of  $F/F_{MSY}$  and  $B/B_{MSY}$  running from 1950-2011.



**Figure 41** Data type and year used in the northern Swordfish SS model.

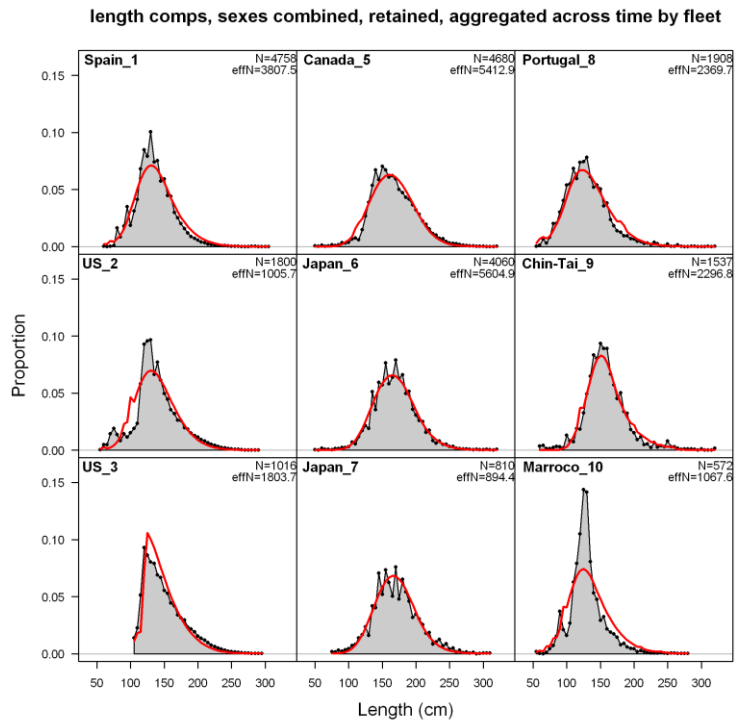
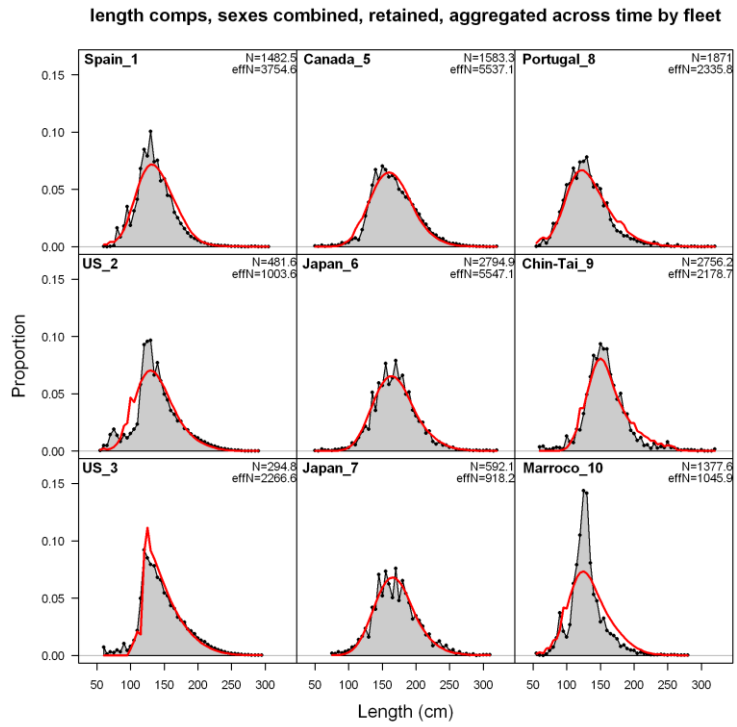


**Figure 42** Observed and fitted size at age for female (upper left) and male (upper right) with associated standard deviations; and the expected (line) and observed (dots) sex ratio as observed from the US observer data (bottom) for the northern Swordfish 2011.

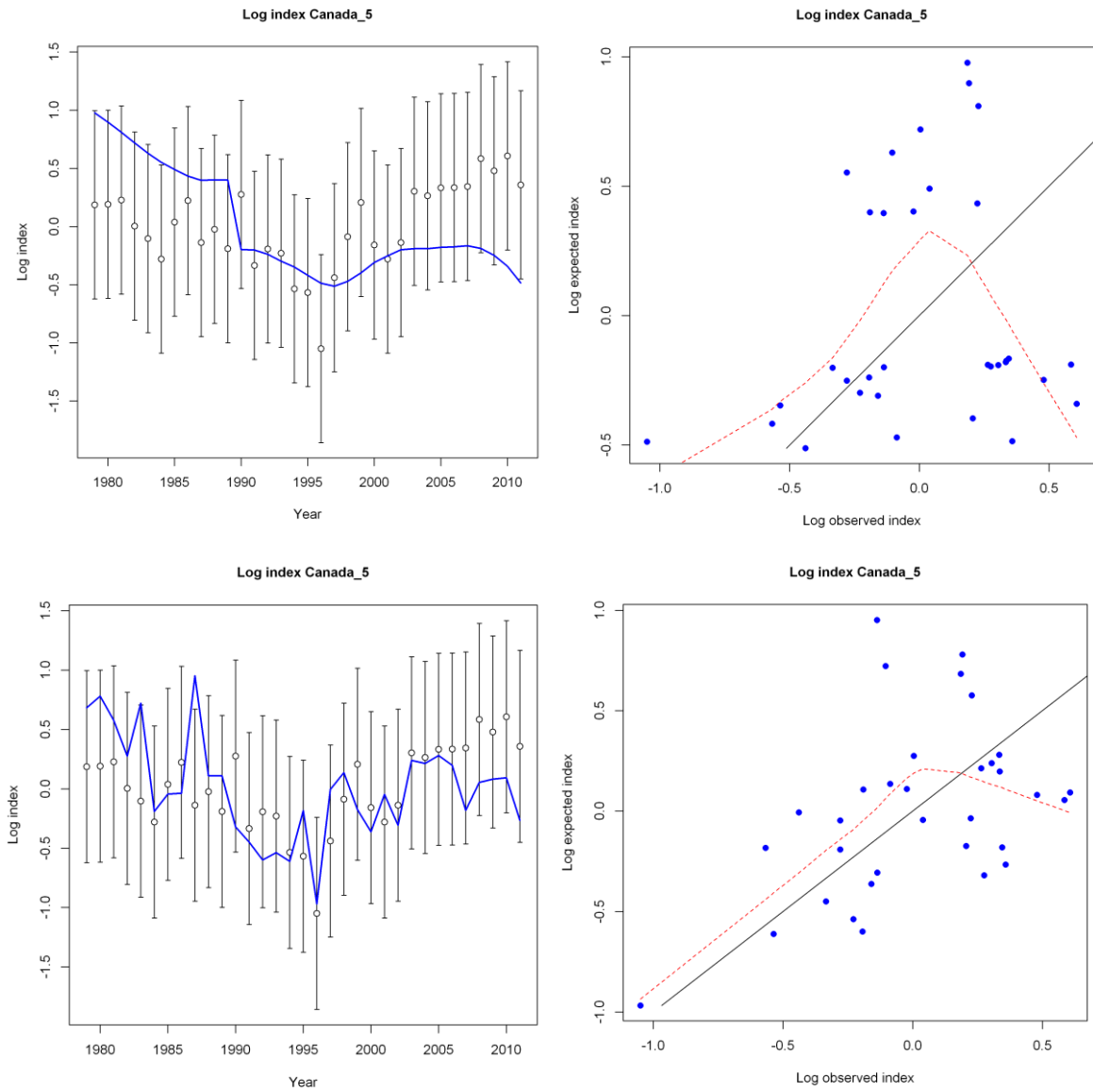


**Figure 43.** Length-based selectivity by fleet for the configuration that allowed for dome-shaped (top) and the configuration that forced asymptotic for northern Swordfish.

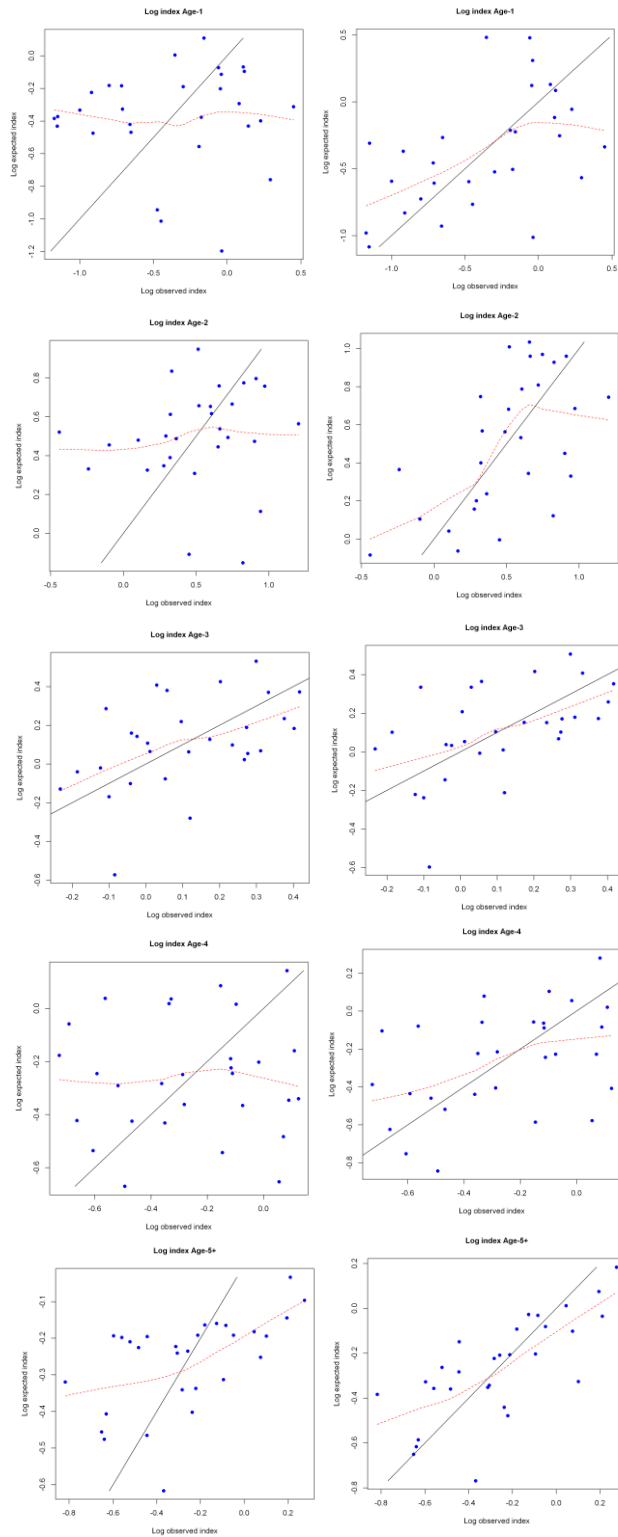




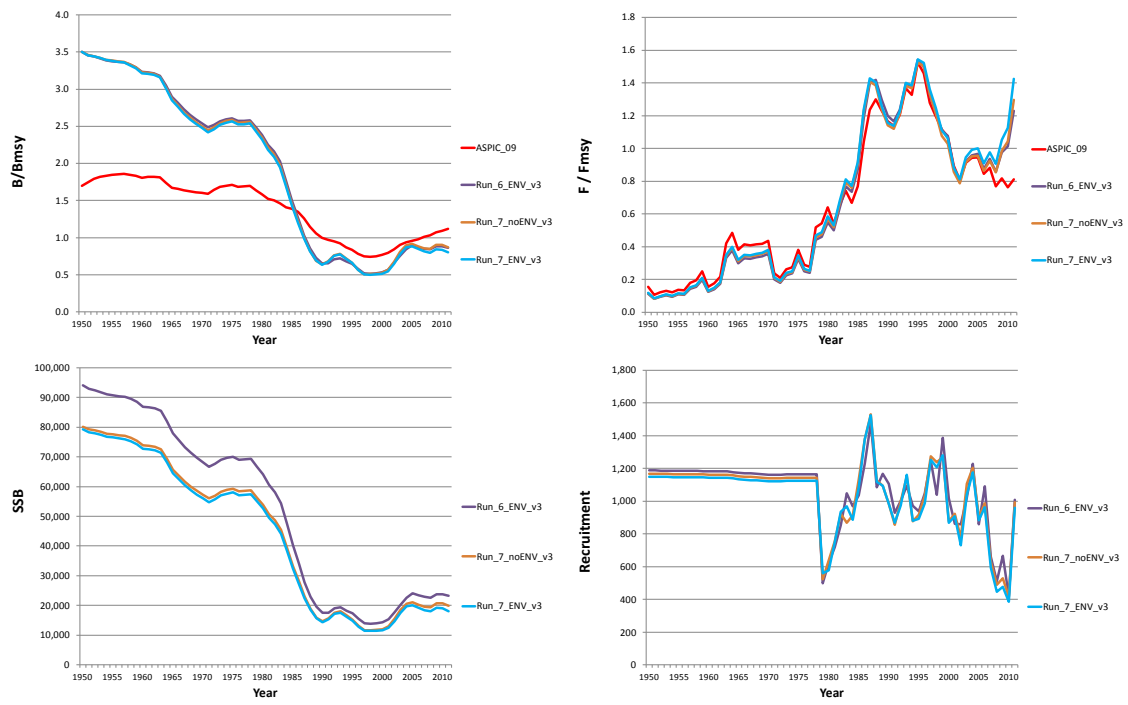
**Figure 44.** Fit to sexes combined length compositions aggregated by fleet for the configuration that allowed for dome-shaped (top) and the configuration that forced asymptotic for northern Swordfish 2011.



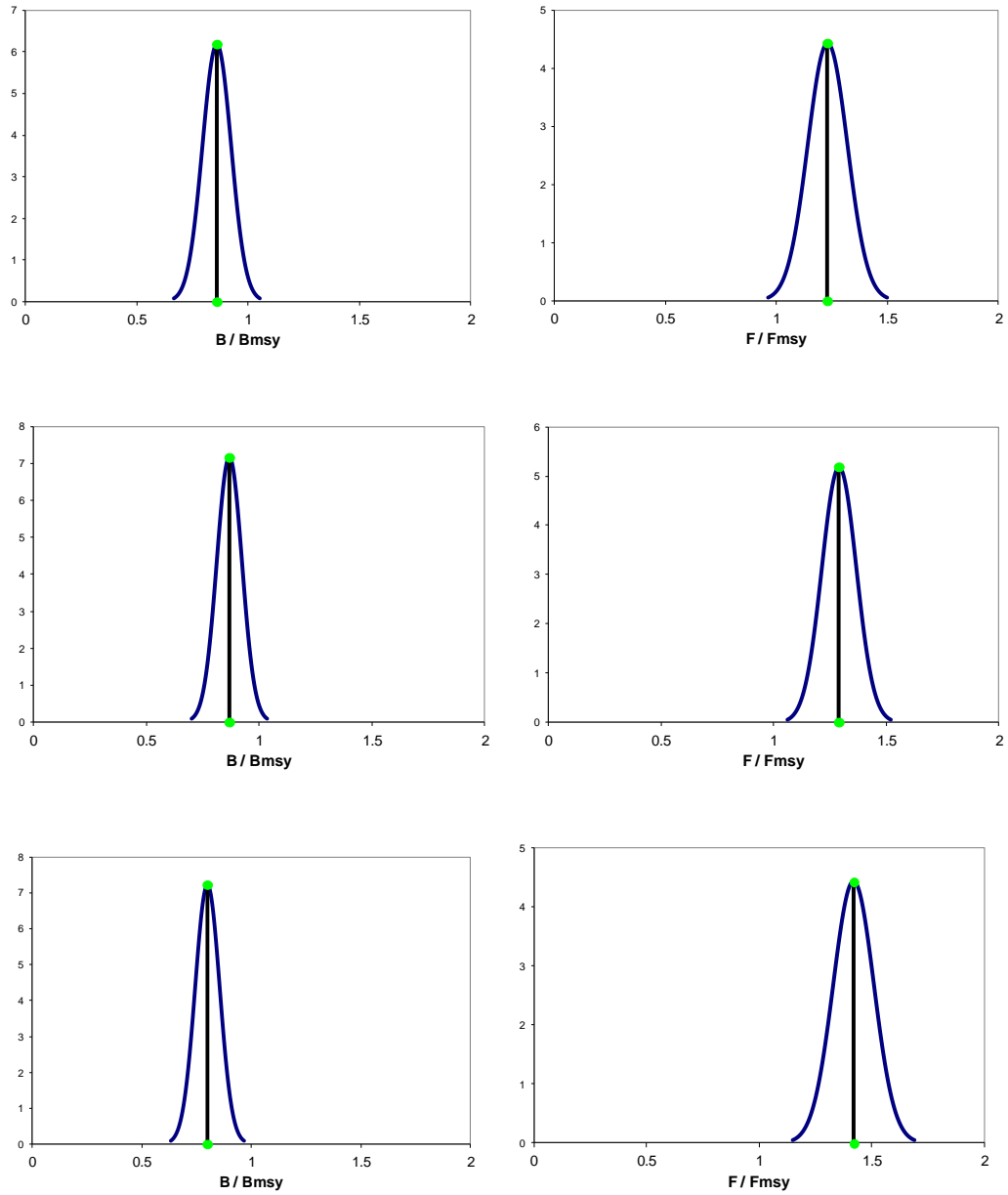
**Figure 45.** Residuals to the fit to the Canadian CPUE without the Atlantic Warm Pool included (top row) and with it included (bottom row) for northern Swordfish 2011.



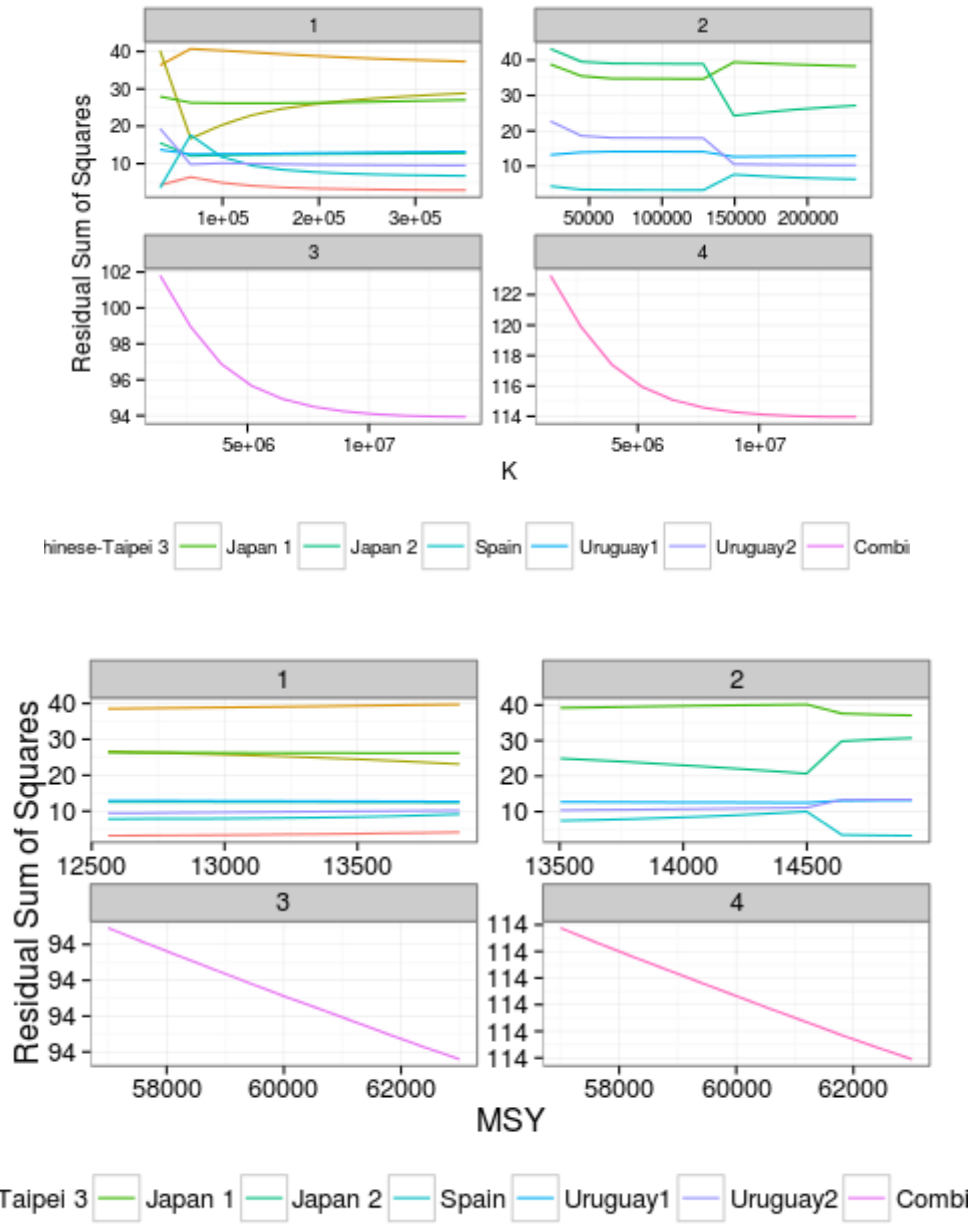
**Figure 46.** Residuals to the fit to the Spanish age-specific CPUE without the Atlantic Warm Pool included (left column) and with it included (right column) for northern Swordfish 2011.



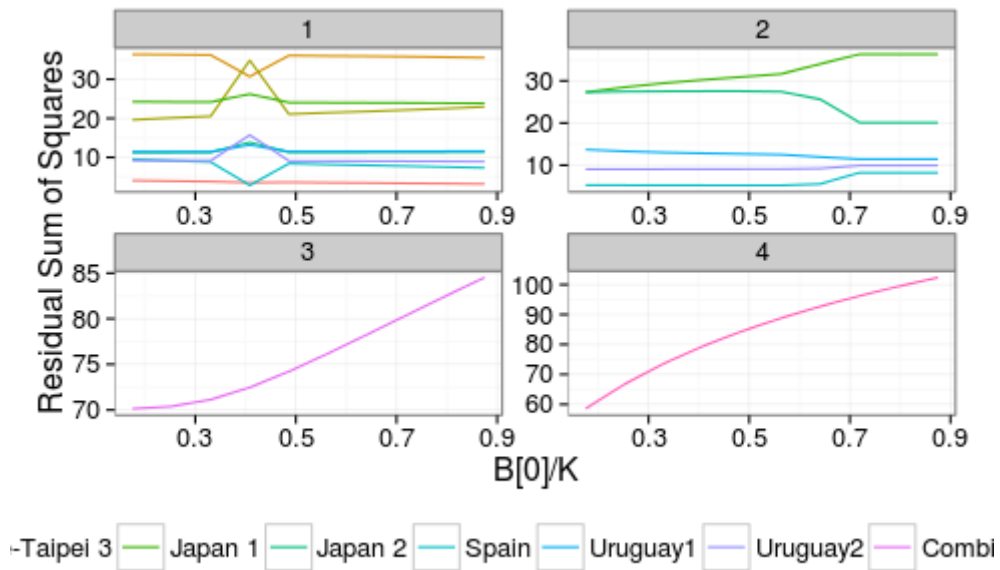
**Figure 47.** Estimates of  $B/B_{MSY}$  (upper left),  $F/F_{MSY}$  (upper right), spawning stock biomass (lower left), and recruitment for the estimates from the 2009 ASPIC estimate and the three final SS model configurations considered for northern Swordfish 2011.



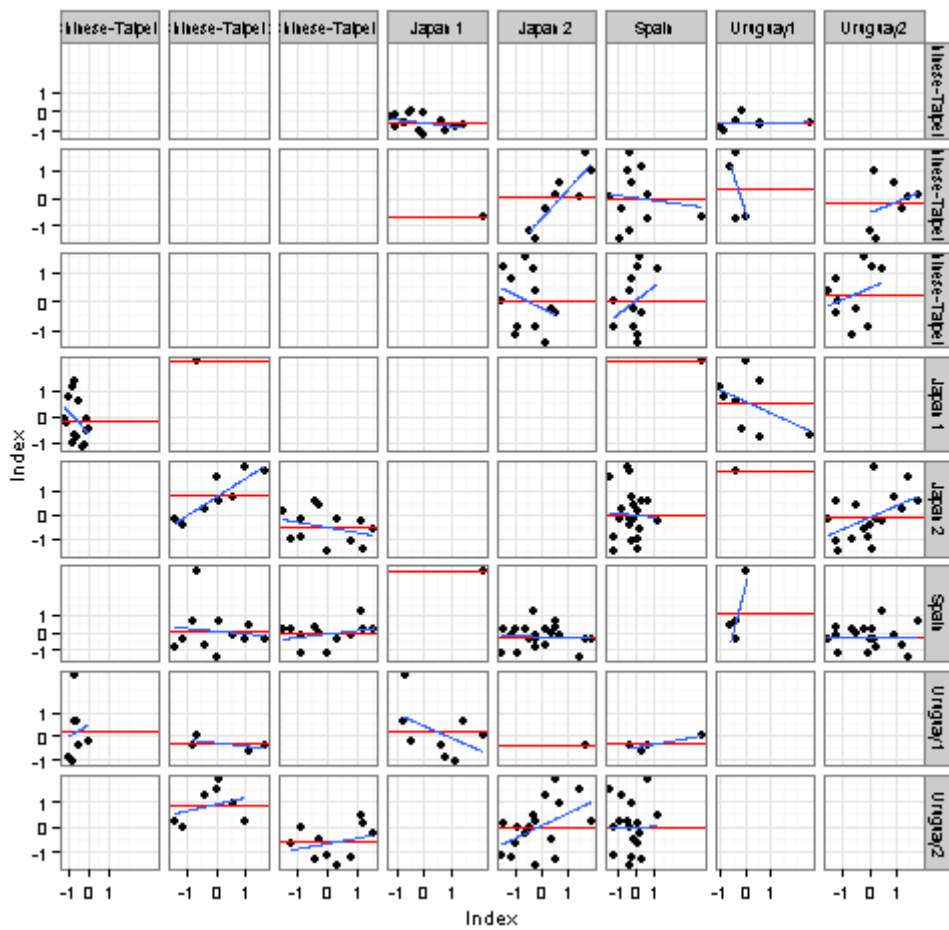
**Figure 48.** Estimates of  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$  and standard deviations in 2011 for the SS model configuration with allowed dome-shaped selectivity and environmental covariate (top row), with forced asymptotic selectivity and no environmental covariate (middle row), and forced asymptotic selectivity with environmental covariate (bottom row) for northern Swordfish 2011.



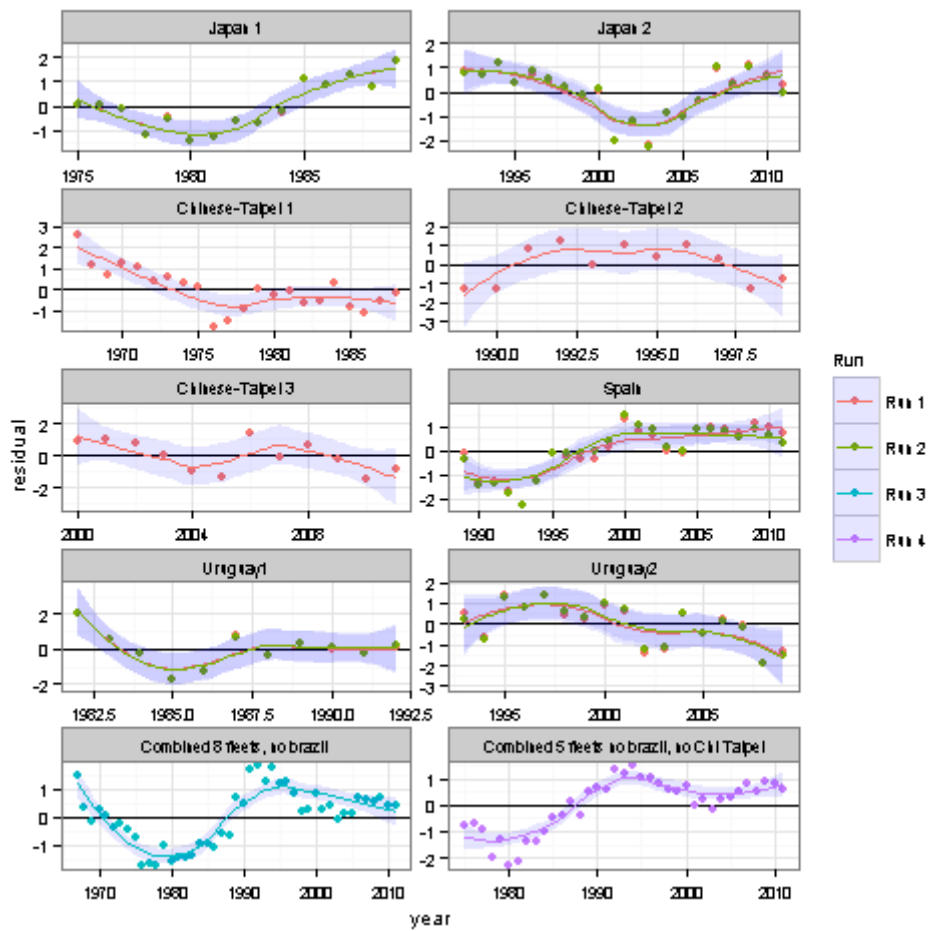
**Figure 49.** Likelihood profiles for  $K$  (top) and  $MSY$  (bottom) by data component for south Atlantic swordfish ASPIC runs 1, 2, 3 and 4.



**Figure 50.** Likelihood profiles for  $B_1/K$  by data component for south Atlantic swordfish ASPIC runs 1, 2, 3 and 4.

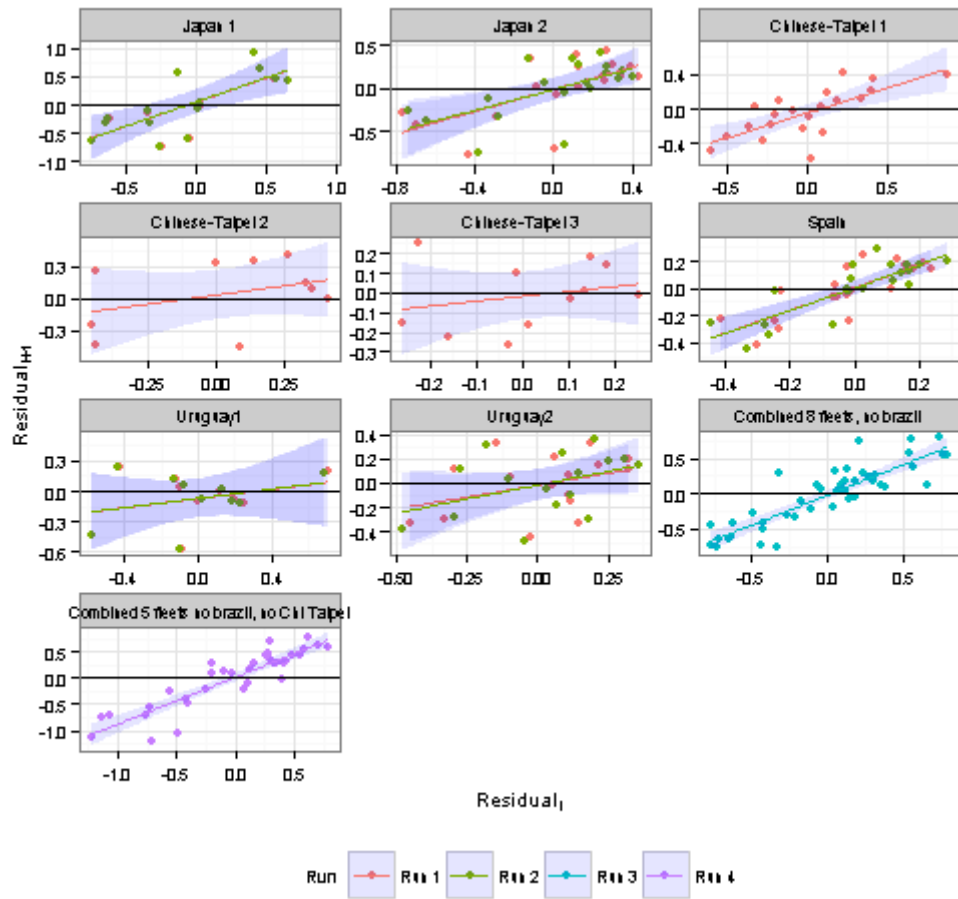


**Figure 51.** Scatter plots between the indices of abundance for the south Atlantic swordfish stock demonstrating the degree of correlation between index values.

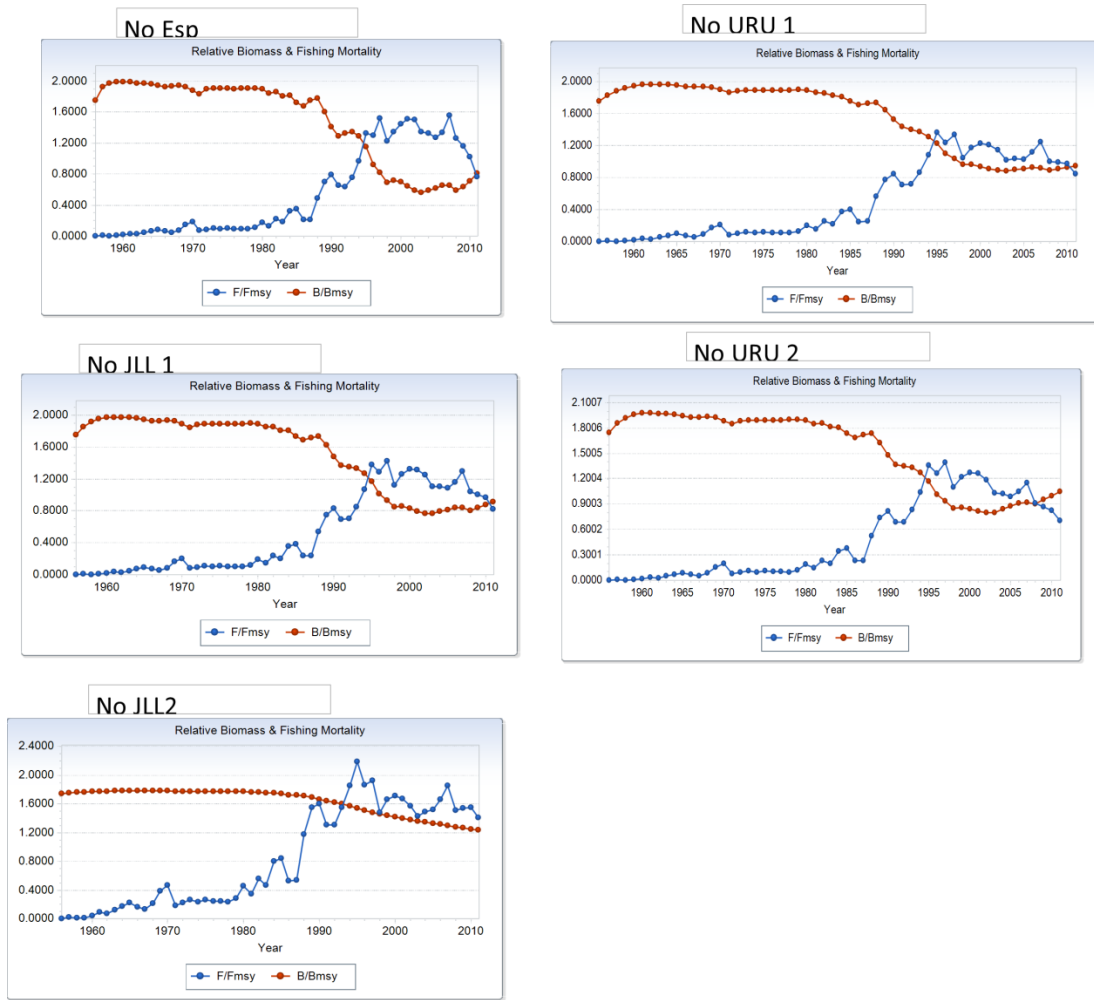


**Figure 52.** Residuals from the fit of the separate south Atlantic swordfish stock indices to the catch data for ASPIC runs 1, 2, 3 and 4.

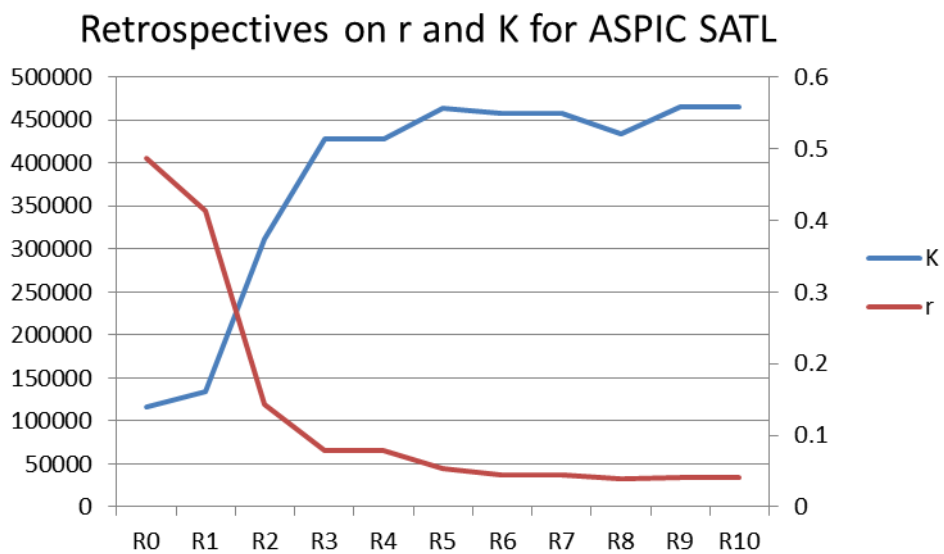




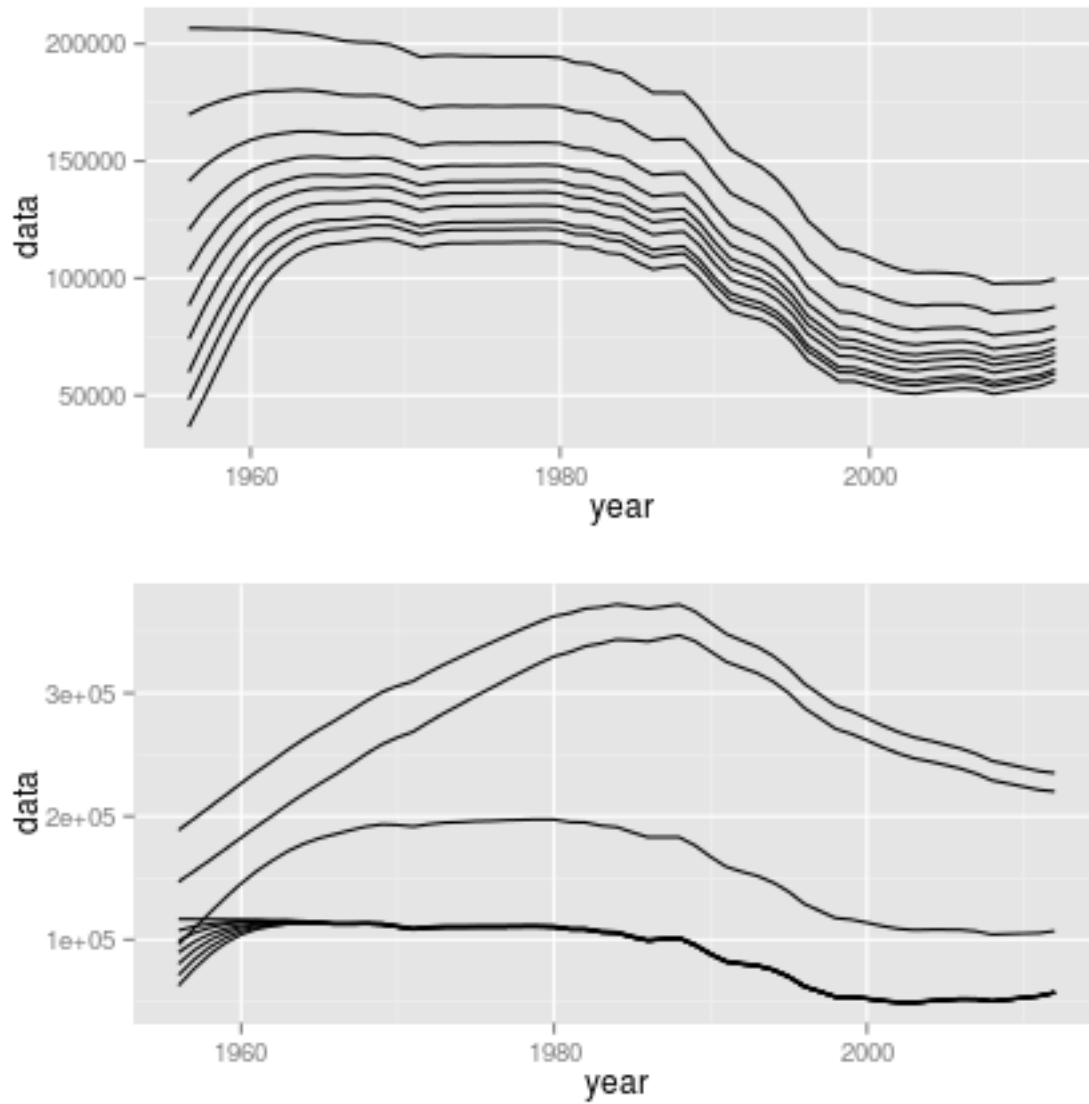
**Figure 53.** Lag plots of the residuals from the fit of the separate south Atlantic swordfish stock indices to the catch data for ASPIC runs 1, 2, 3 and 4. These plots demonstrate autocorrelation in residuals.



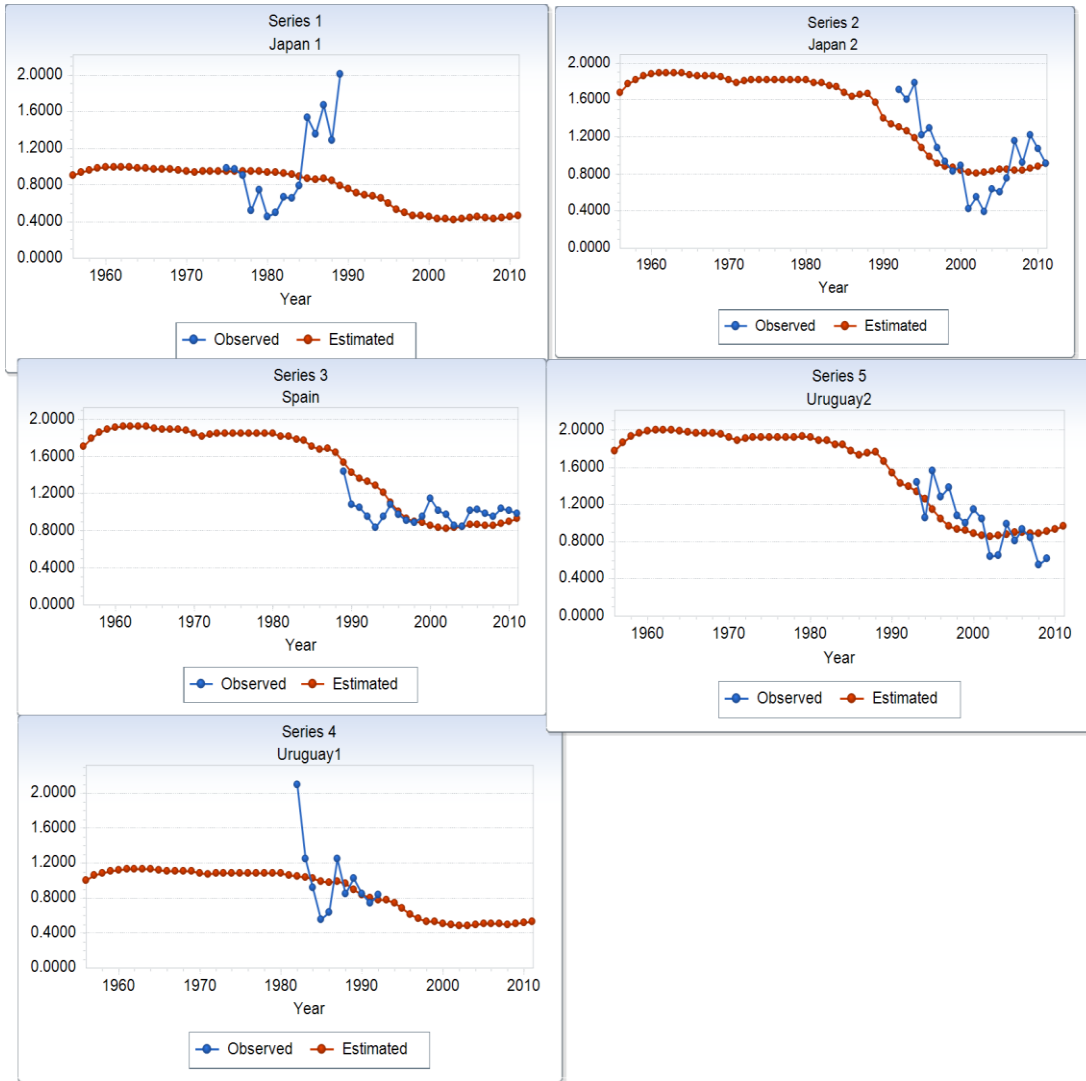
**Figure 54.** Jackknife sensitivity analysis of a south Atlantic swordfish ASPIC model where indices are removed one at a time.



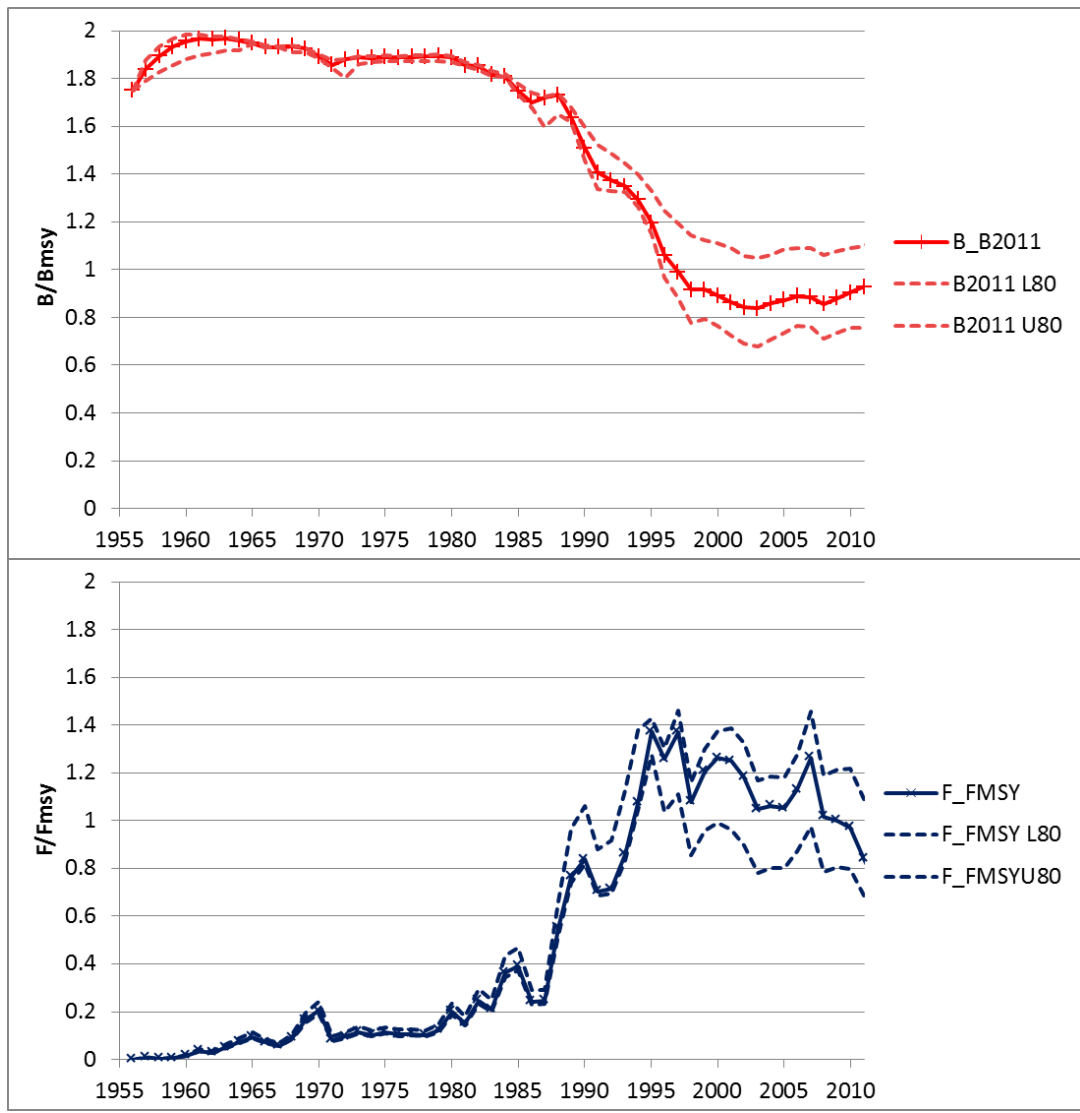
**Figure 55.** South Atlantic swordfish results from the retrospective analysis of the ASPIC reference case.



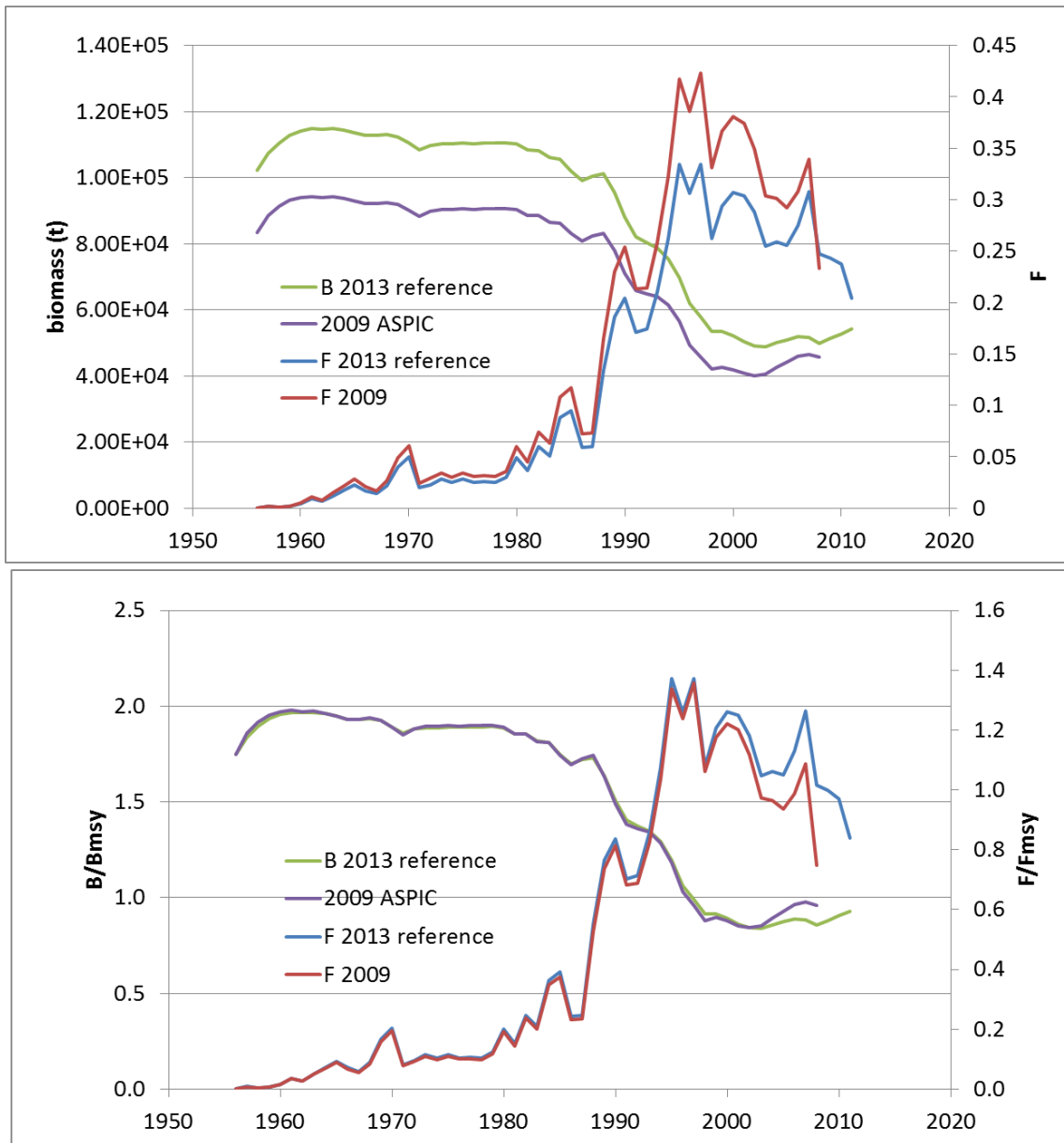
**Figure 56.** Sensitivity of biomass trends to alternative values for  $B_1/K$ .  $K$  was held constant and  $B_1$  was allowed to vary in the south Atlantic swordfish ASPIC model run1 (top) and run2 (bottom).



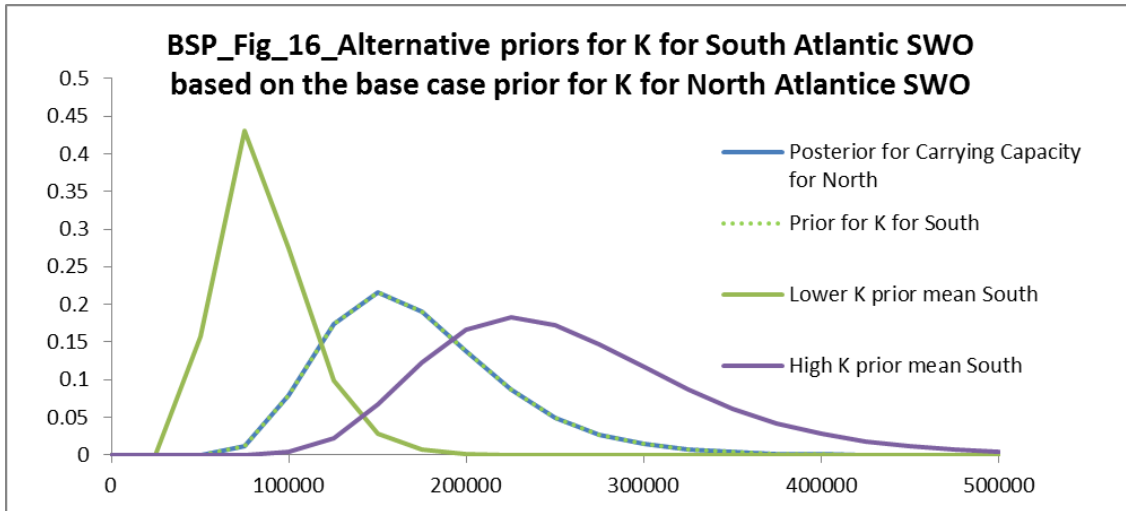
**Figure 57.** South swordfish: Observed indices of abundance (blue line) and estimated index (red line) by the surplus production model (ASPIC) for South Atlantic swordfish reference case model.



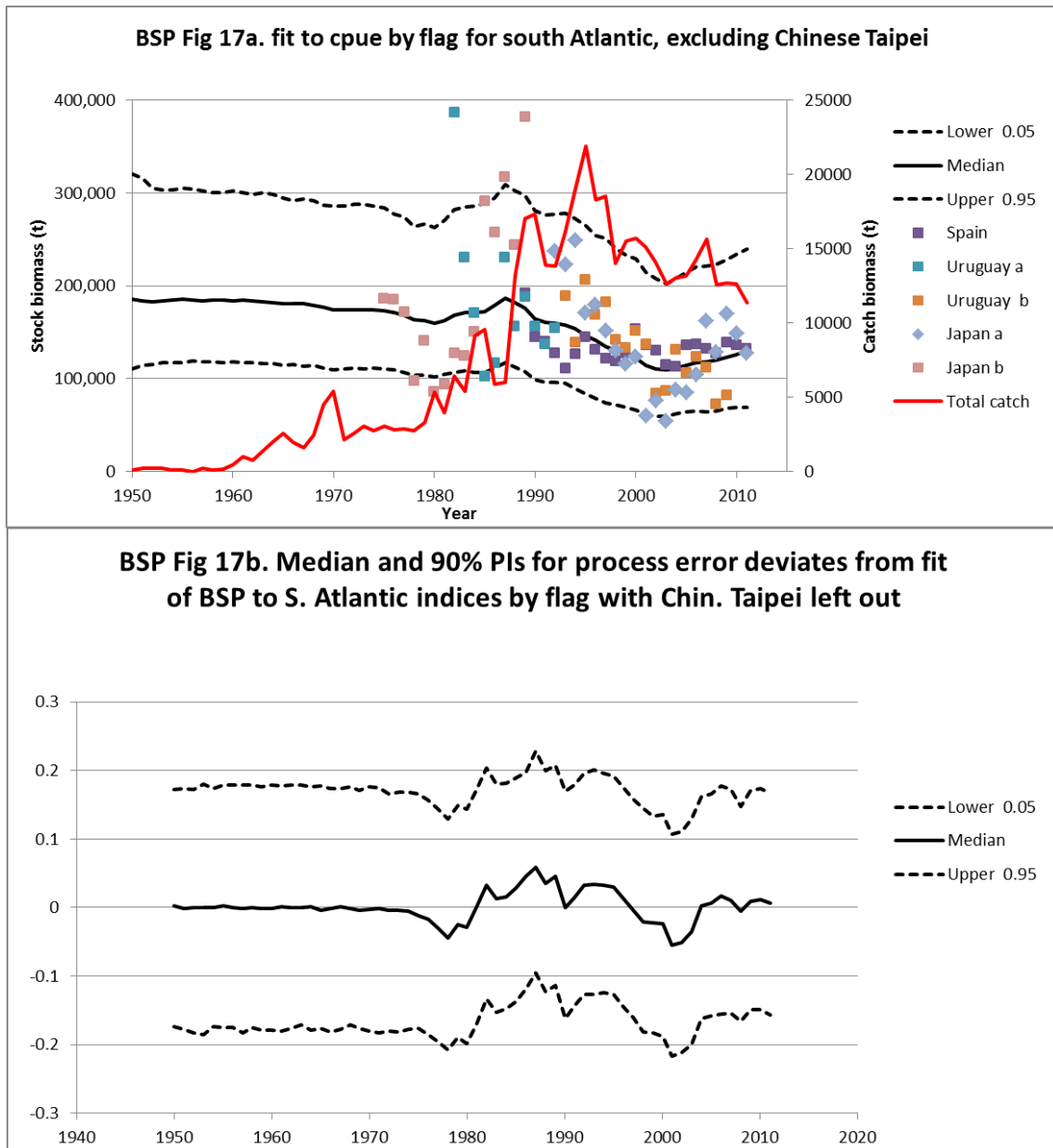
**Figure 58.** South Atlantic swordfish  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$  estimated by ASPIC, dashed lines are the lower and upper 80 percentiles of the bootstrap runs.



**Figure 59.** Comparison of the ASPIC 2009 with the 2013 ASPIC run with separate indices, no Brazil and no China-Taipei. Upper figure shows trends in absolute biomass and fishing mortality estimates. Lower figure shows relative plots.

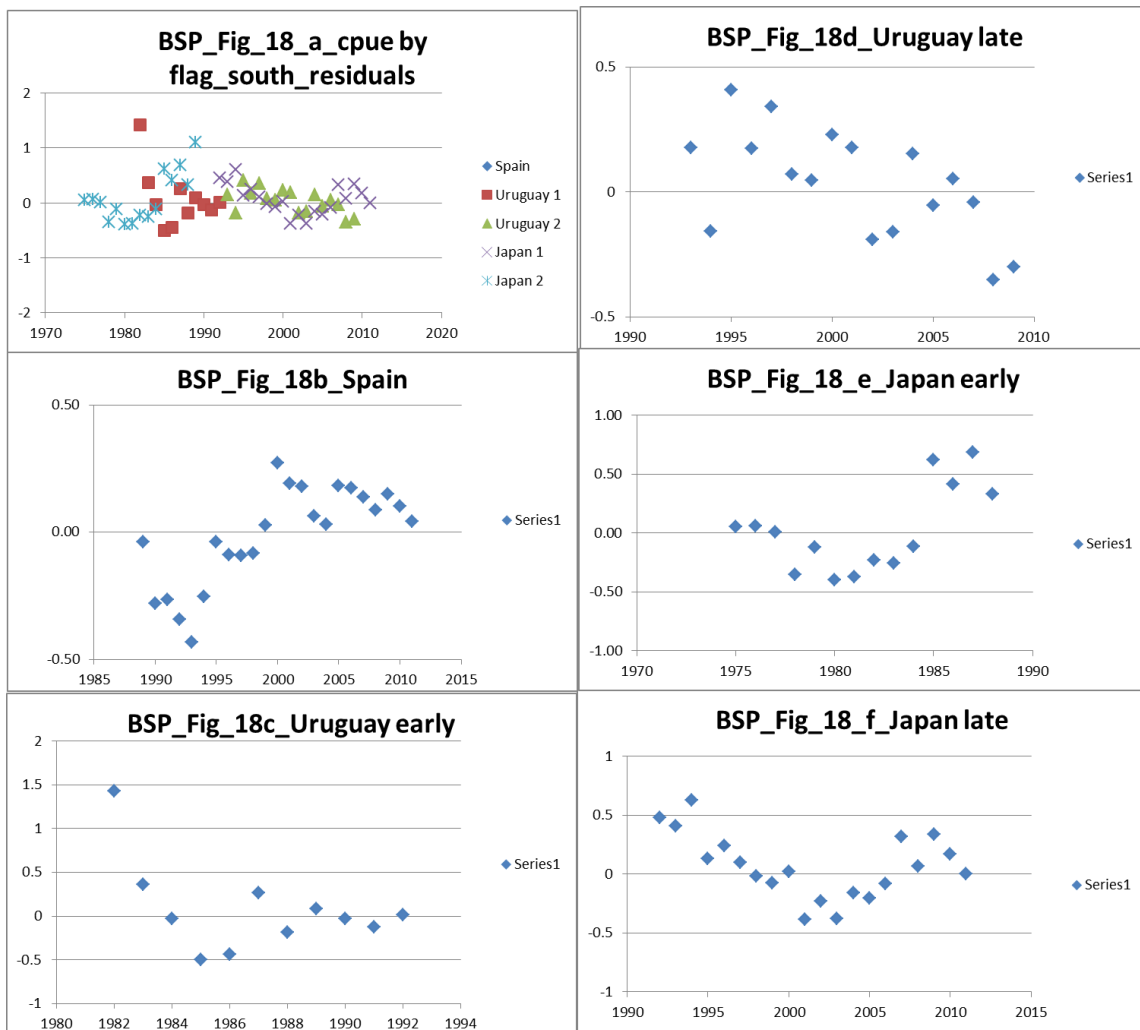


**Figure 60.** Plots of the reference case prior for K for south Atlantic swordfish. Also shown are priors for K with the prior mean at 50% and 150% of the reference case prior mean that were applied in sensitivity analyses.

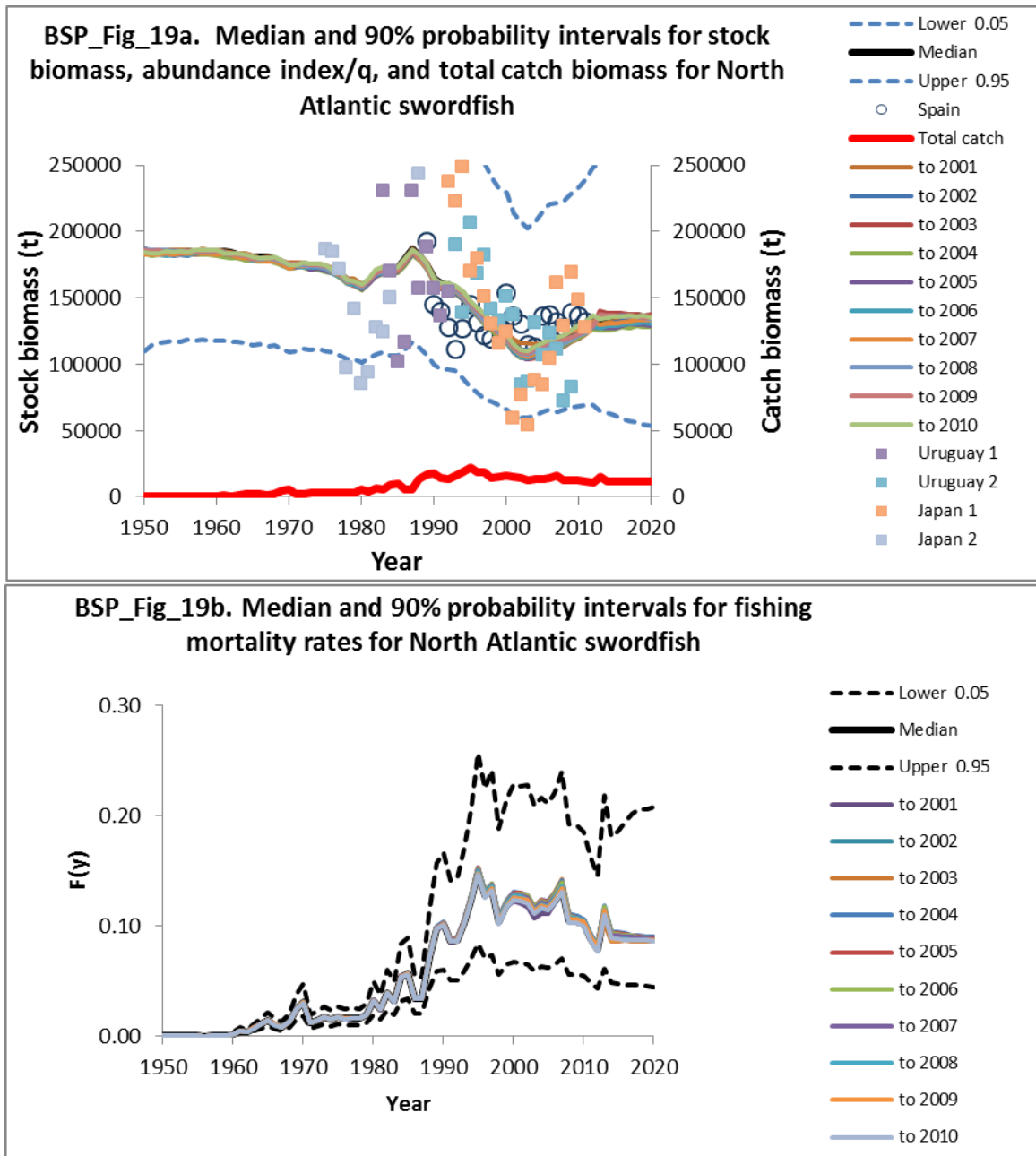


**Figure 61.** Plots of estimated swordfish stock biomass and process error deviates for the reference case BSP model (R.S) application to CPUE by flag excluding the Chinese Taipei index in the south Atlantic Ocean.

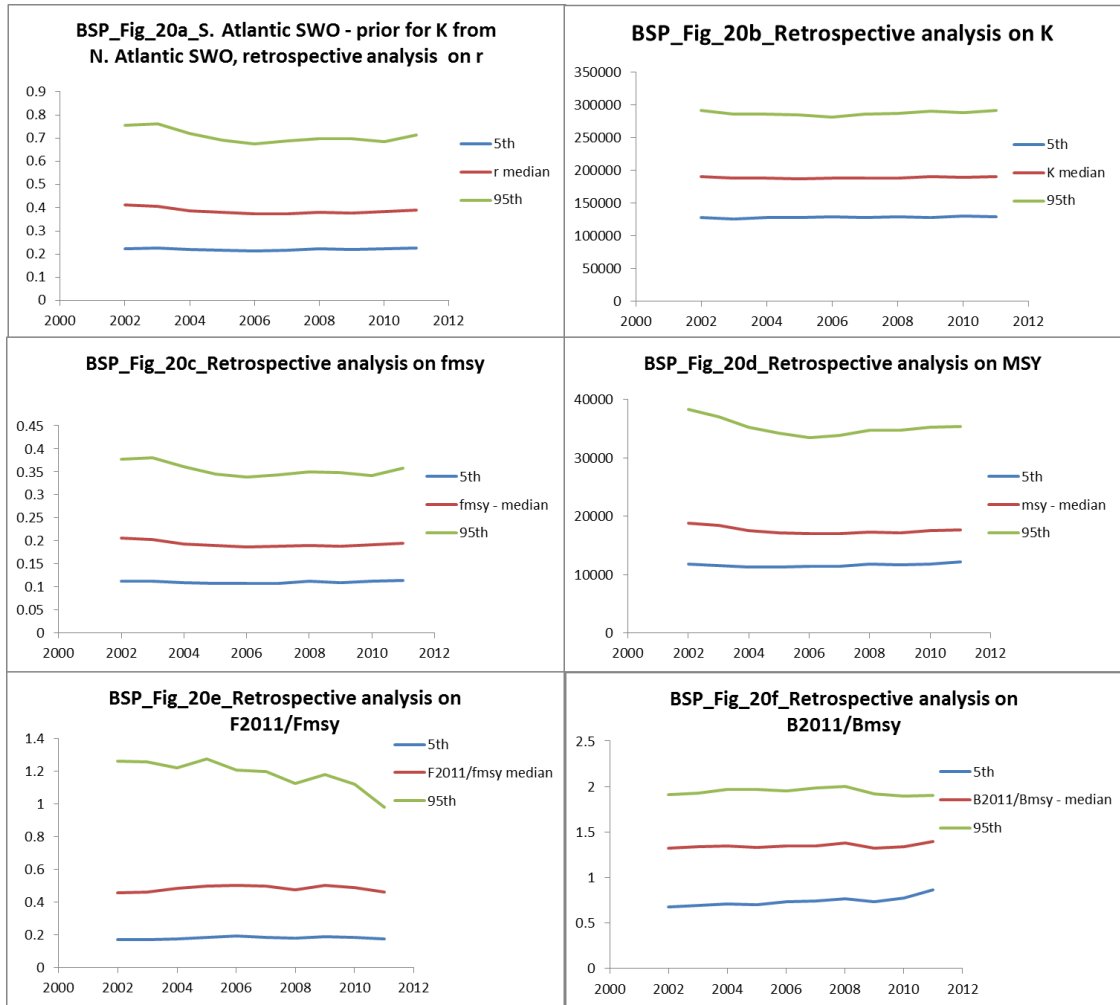




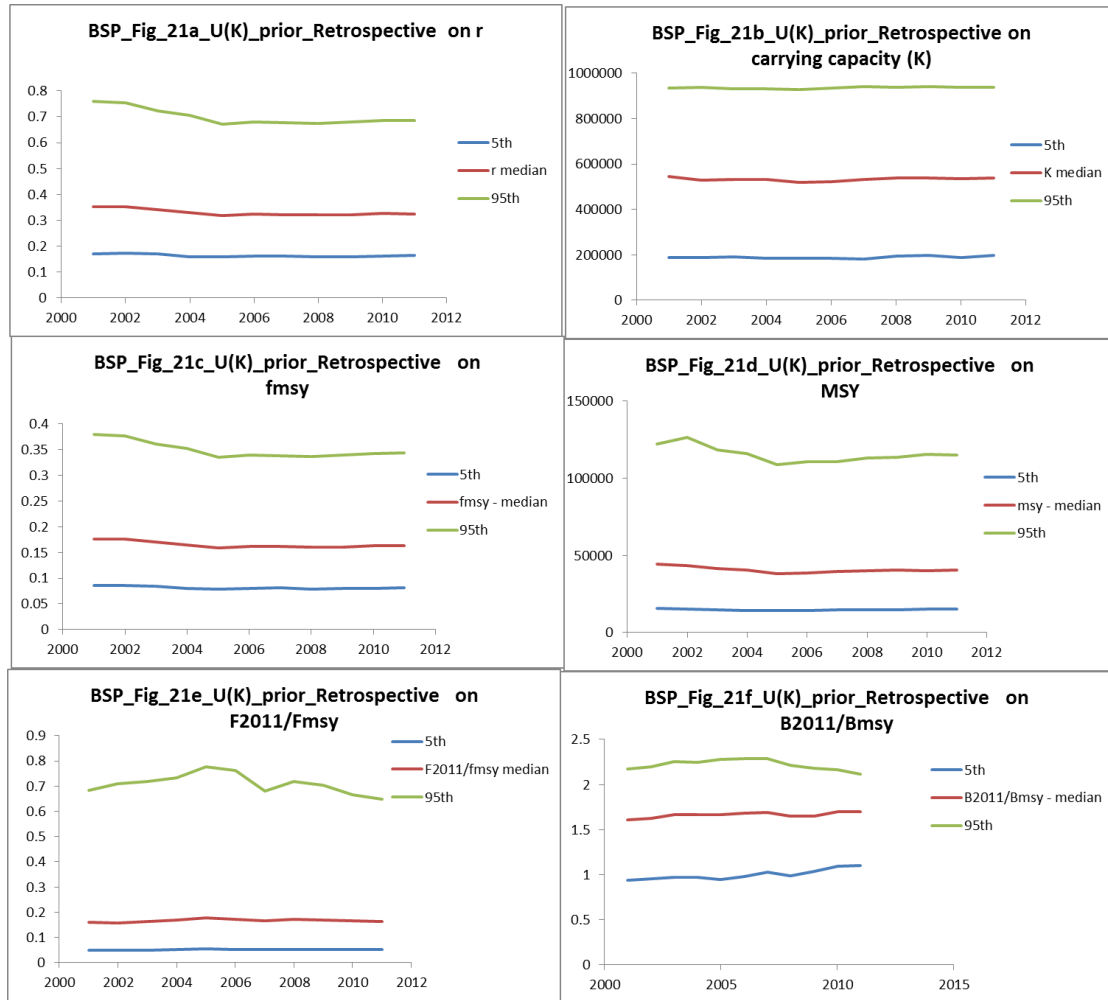
**Figure 62.** Plots of residuals for the by flag CPUE data with the BSP model run R.S applied to South Atlantic swordfish.



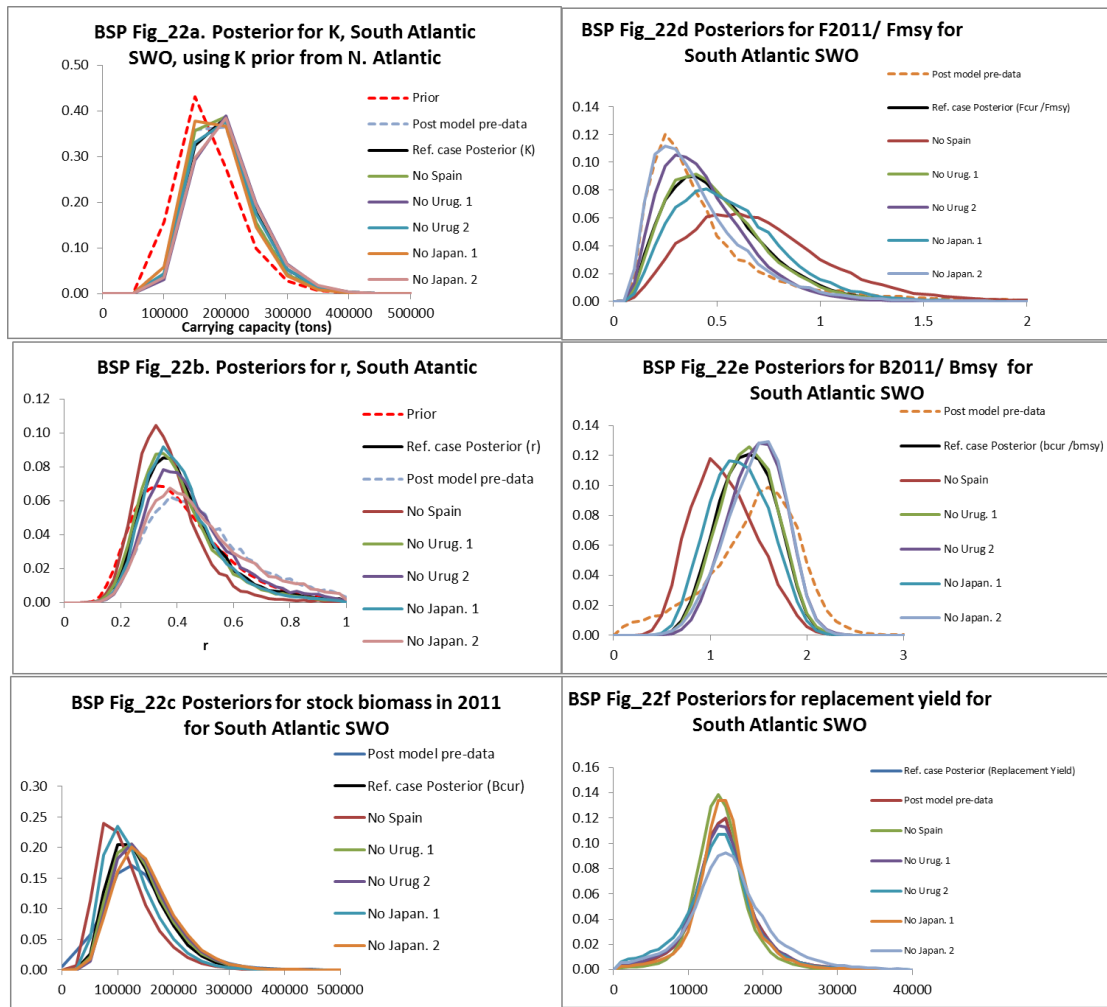
**Figure 63.** Plots of a. stock biomass and b. fishing mortality rate estimates and predictions from a retrospective cross-validation analysis with the BSP model runs for south Atlantic swordfish.



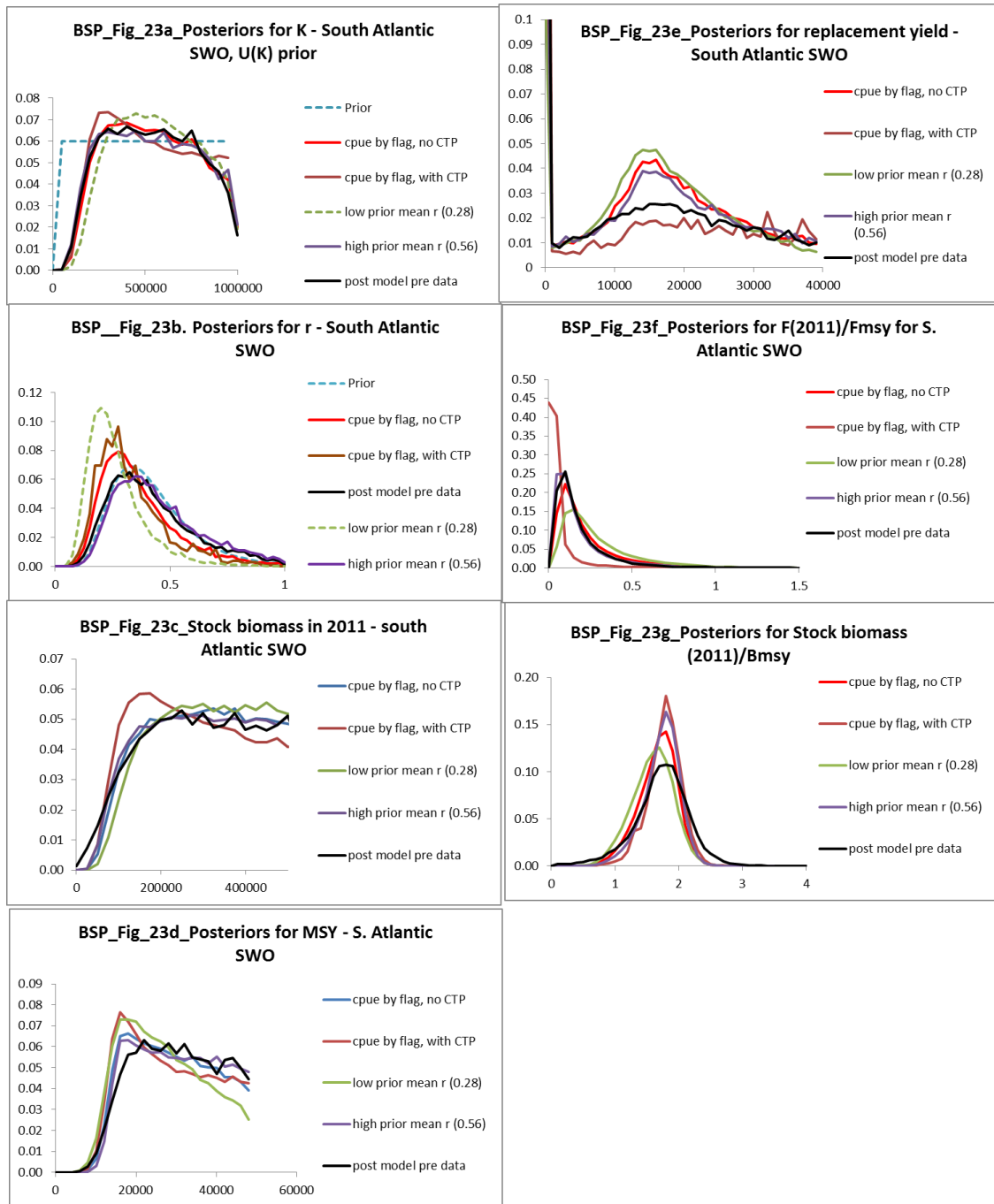
**Figure 64.** Plots of a.  $r$ , b.  $K$ , c.  $f_{MSY}$ , d.  $MSY$ , e.  $f_{2011}/f_{MSY}$ , and b2011/ $b_{MSY}$  estimates and predictions from a retrospective cross-validation analysis with the BSP model runs for south Atlantic swordfish with the informative prior for  $K$ .



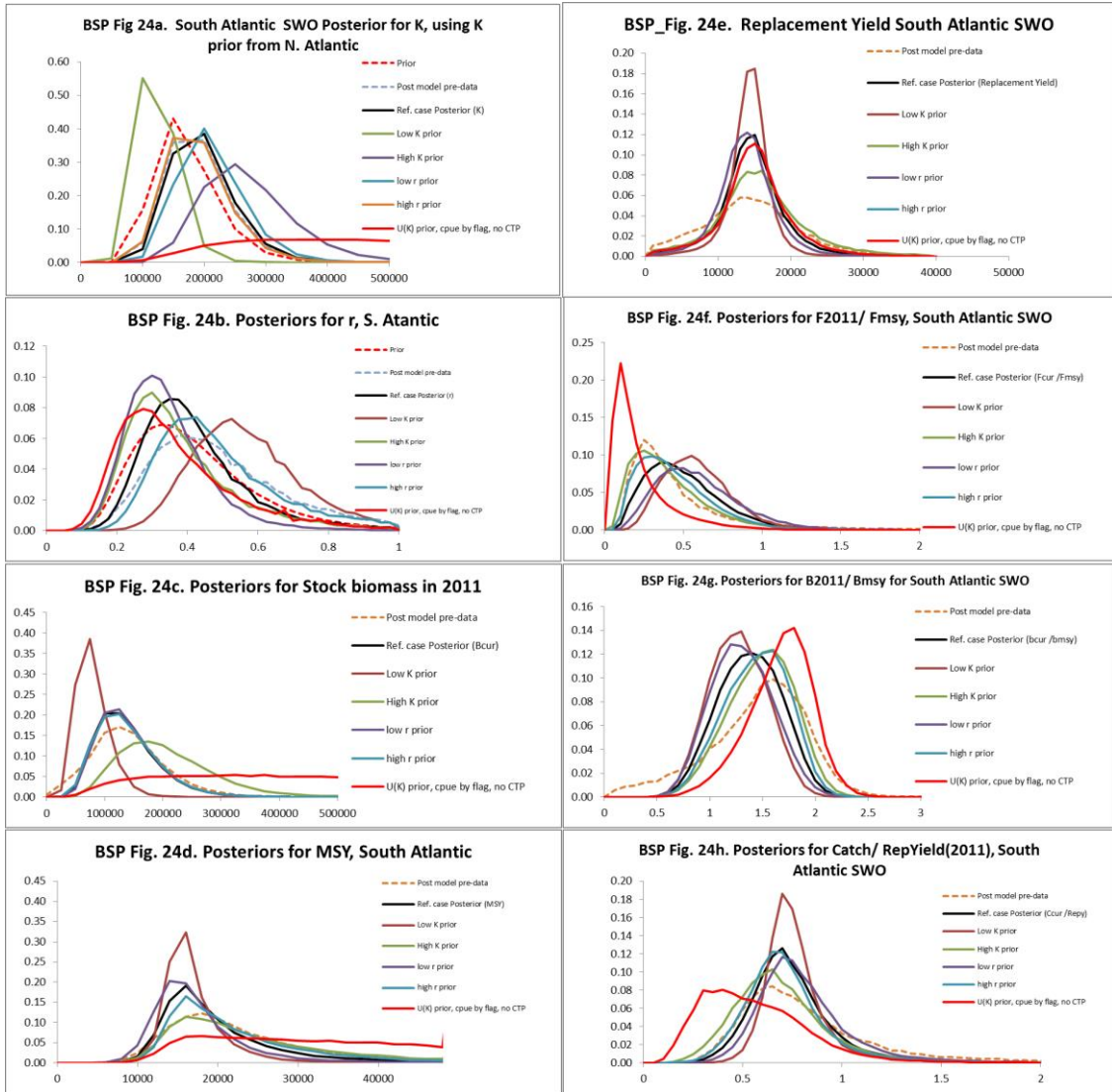
**Figure 65.** Plots of a.  $r$ , b.  $K$ , c.  $f_{MSY}$ , d.  $MSY$ , e.  $f_{2011}/f_{MSY}$ , and b2011/ $b_{MSY}$  estimates and predictions from a retrospective cross-validation analysis with the BSP model runs for south Atlantic swordfish, with uniform on  $K$  prior.



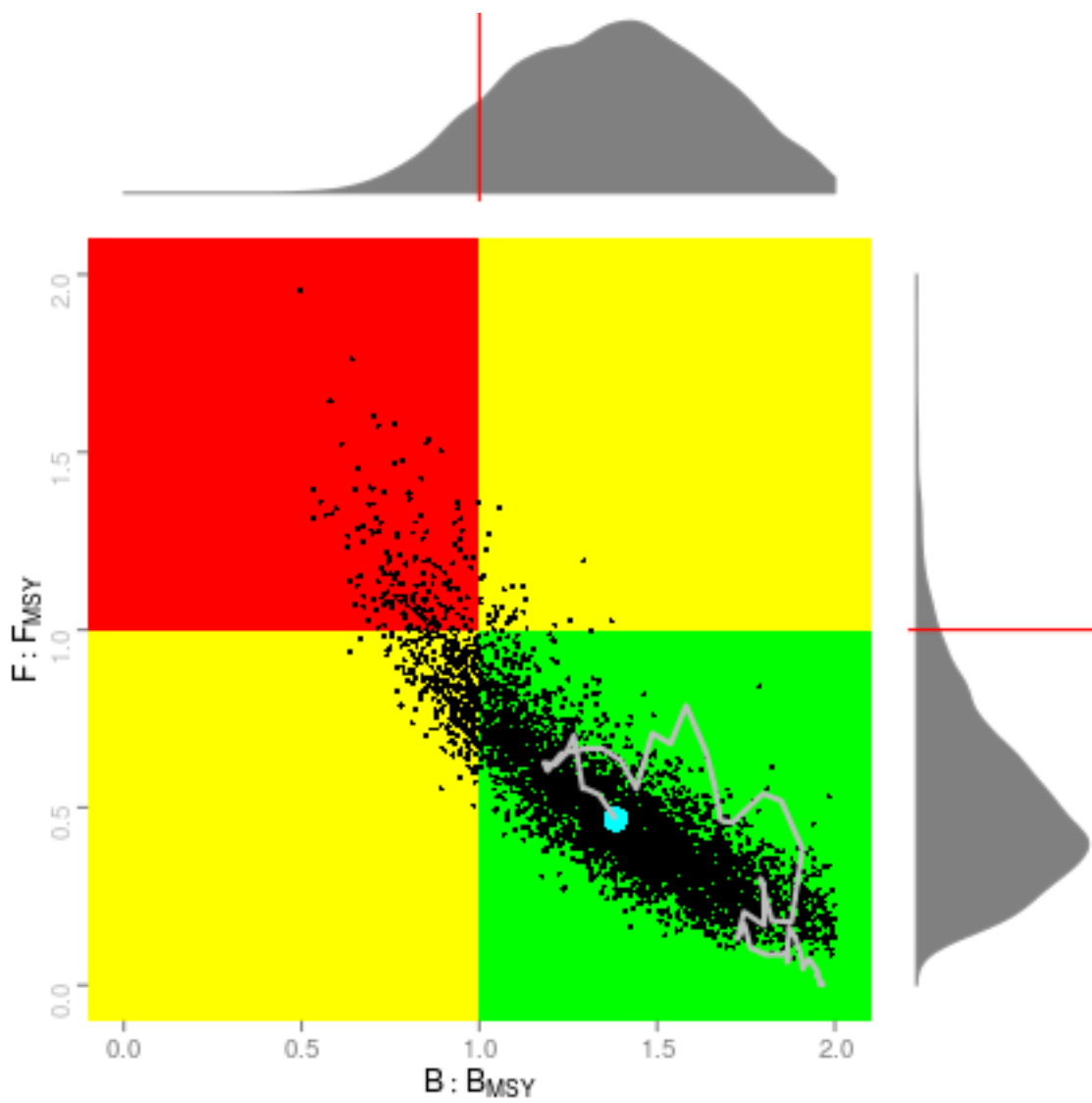
**Figure 66.** Posterior results from a jackknife analysis of the CPUE by flag data in the BSP application to south Atlantic swordfish.



**Figure 67.** Sensitivity analysis results for south Atlantic swordfish showing posteriors for BSP model parameters and variables when a uniform on K prior is applied, different prior means for r are applied, and Chinese Taipei (CTP) CPUE are either included or left out.

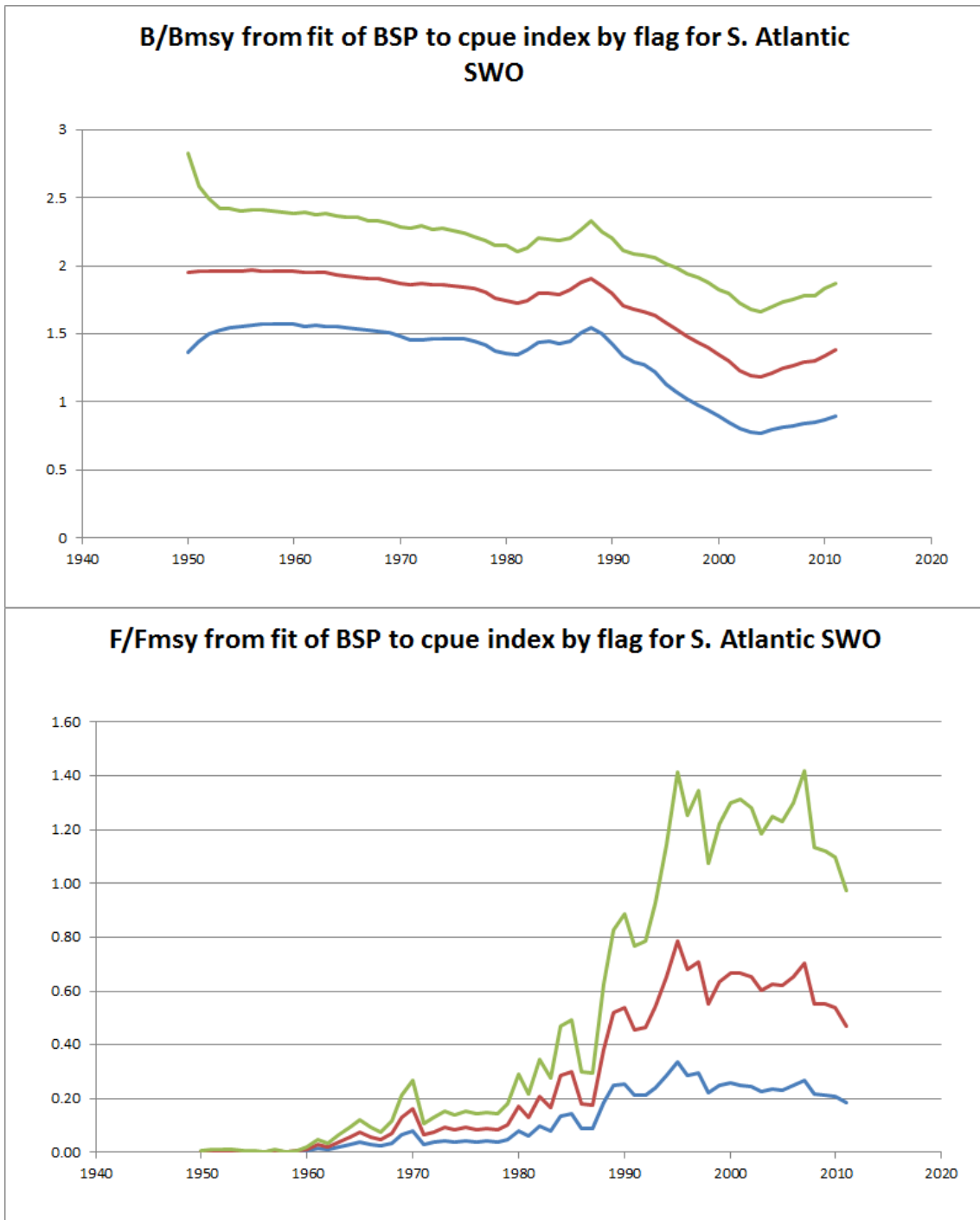


**Figure 68.** Posterior results for different parameters and variables of interest in a sensitivity analysis of BSP applied to south Atlantic swordfish under different priors for K and r but mostly with informative priors for K applied.

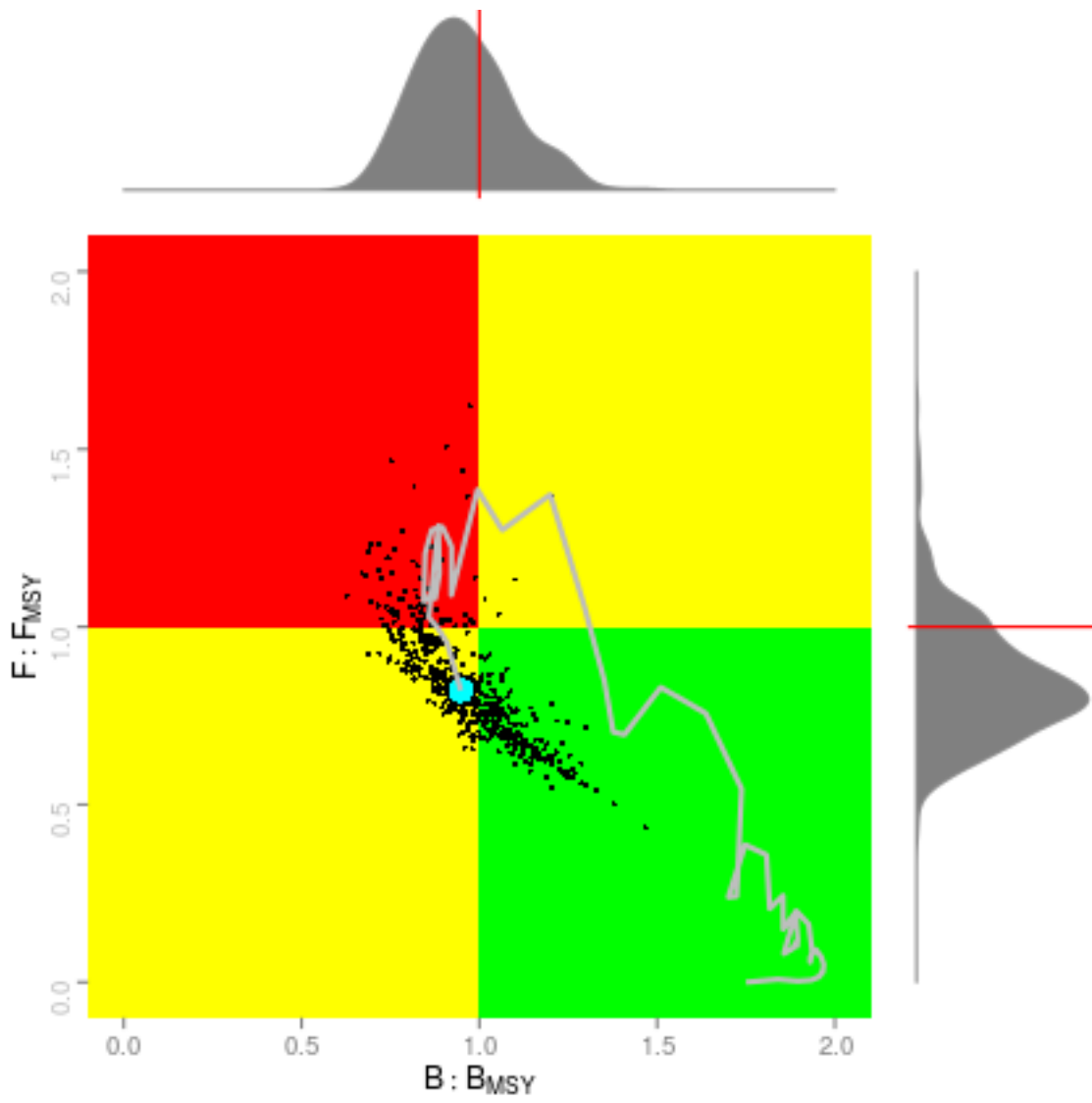


**Figure 69.** Kobe plot for BSP run R.S for south Atlantic swordfish.

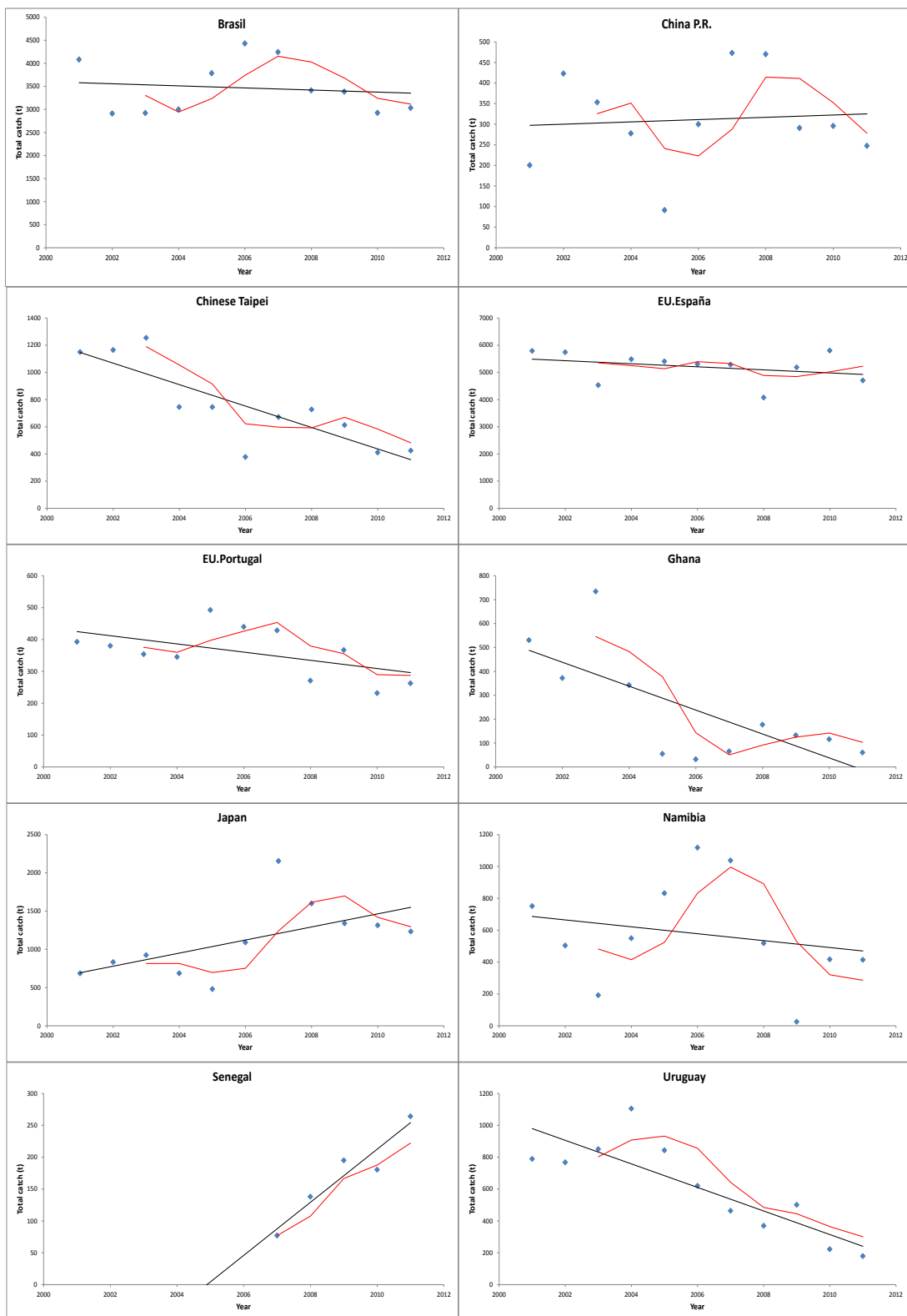




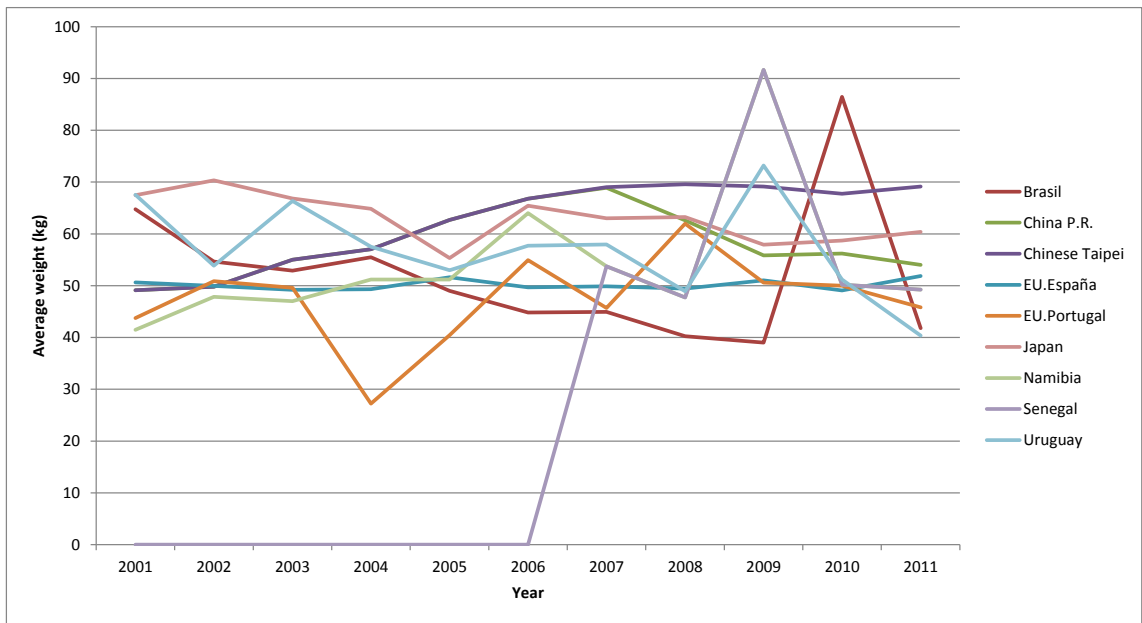
**Figure 70.** South Atlantic swordfish  $B/B_{MSY}$  (top) and  $F/F_{MSY}$  (bottom) estimated by BSP2. Posterior median and 90% intervals are plotted.



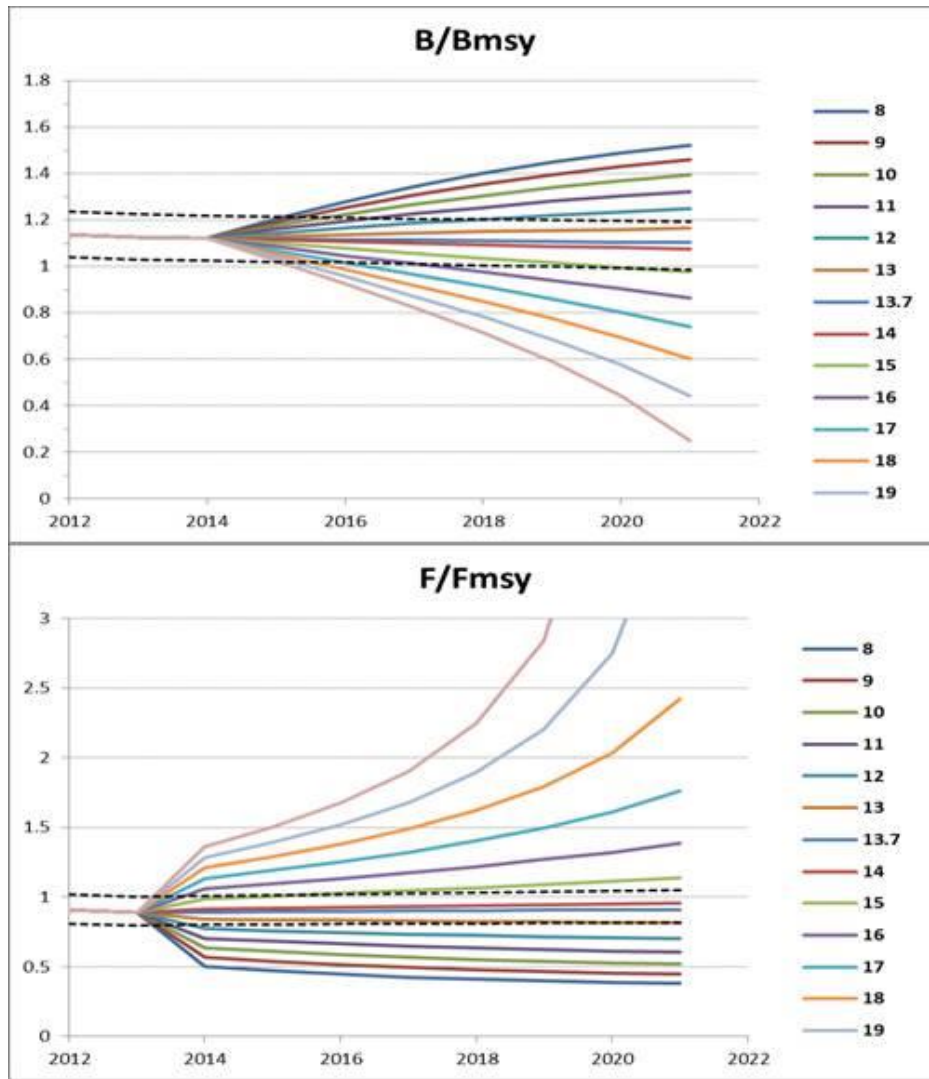
**Figure 71.** Kobe plot for ASPIC South Atlantic swordfish reference model.



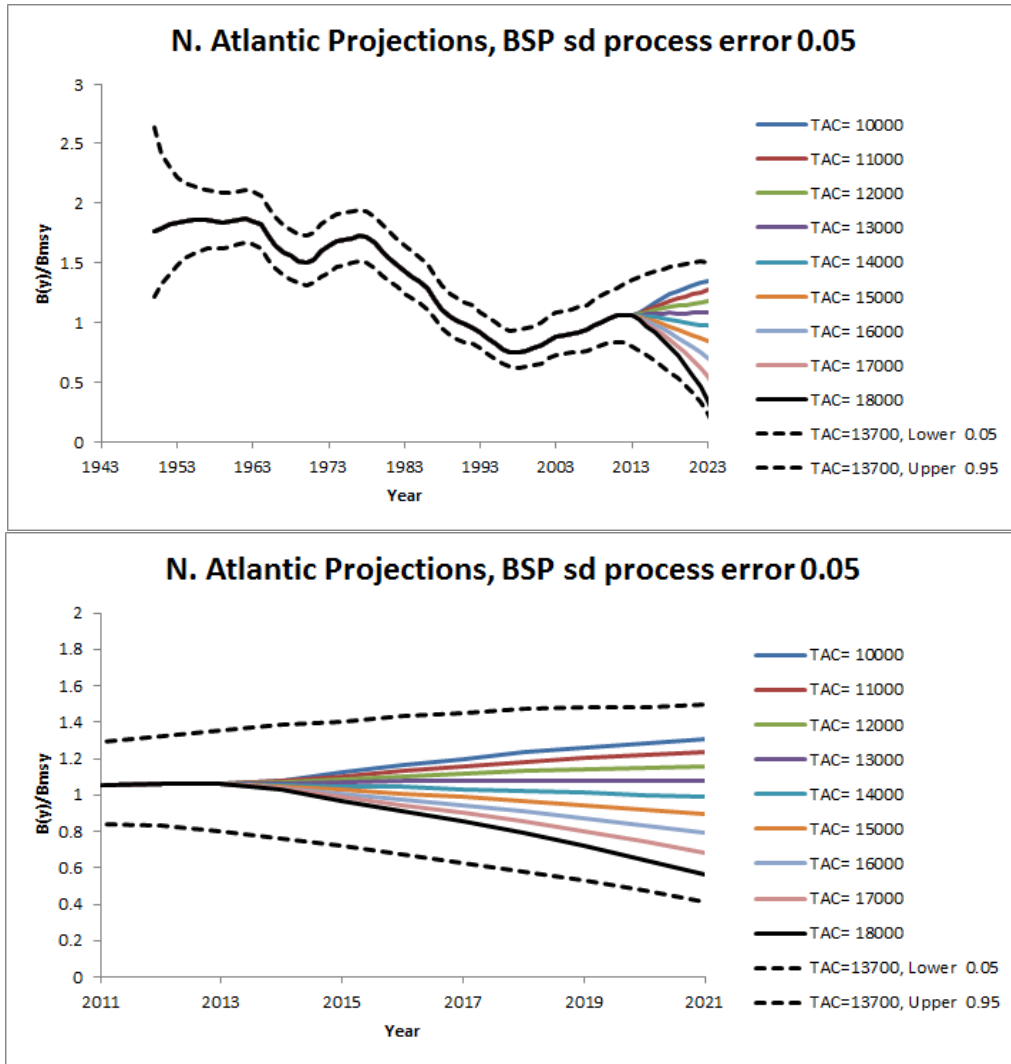
**Figure 72.** The total catch (MT) per year for the ten flags with the highest average catch from 2001 – 2011, in the South Atlantic. A linear regression (black line) and moving average (red line, 3 point moving average) describe the trends



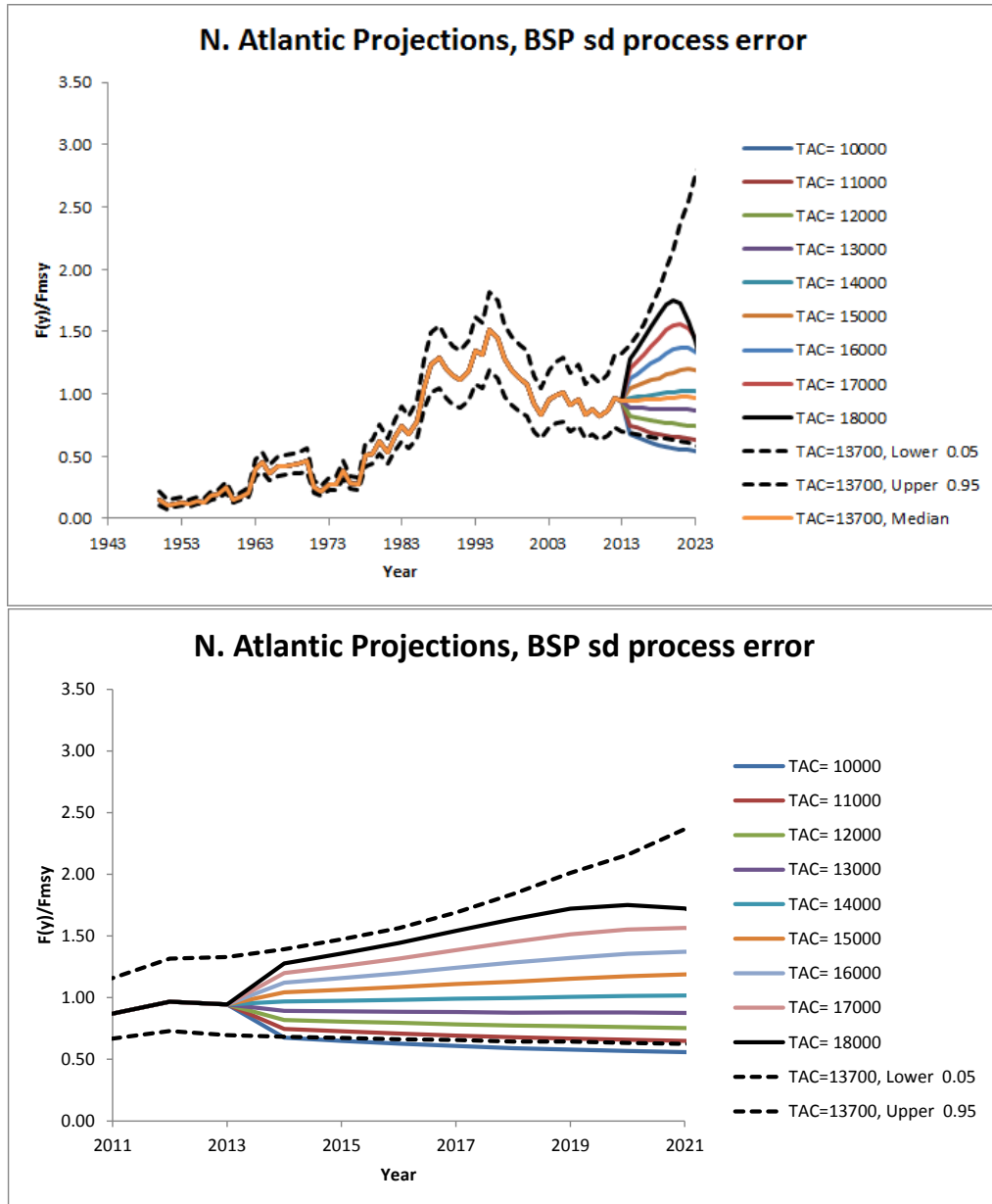
**Figure 73.** The average weight (kg) per swordfish per year (2001 – 2011) for the ten flags with the highest average catch from 2001 – 2011, in the South Atlantic.



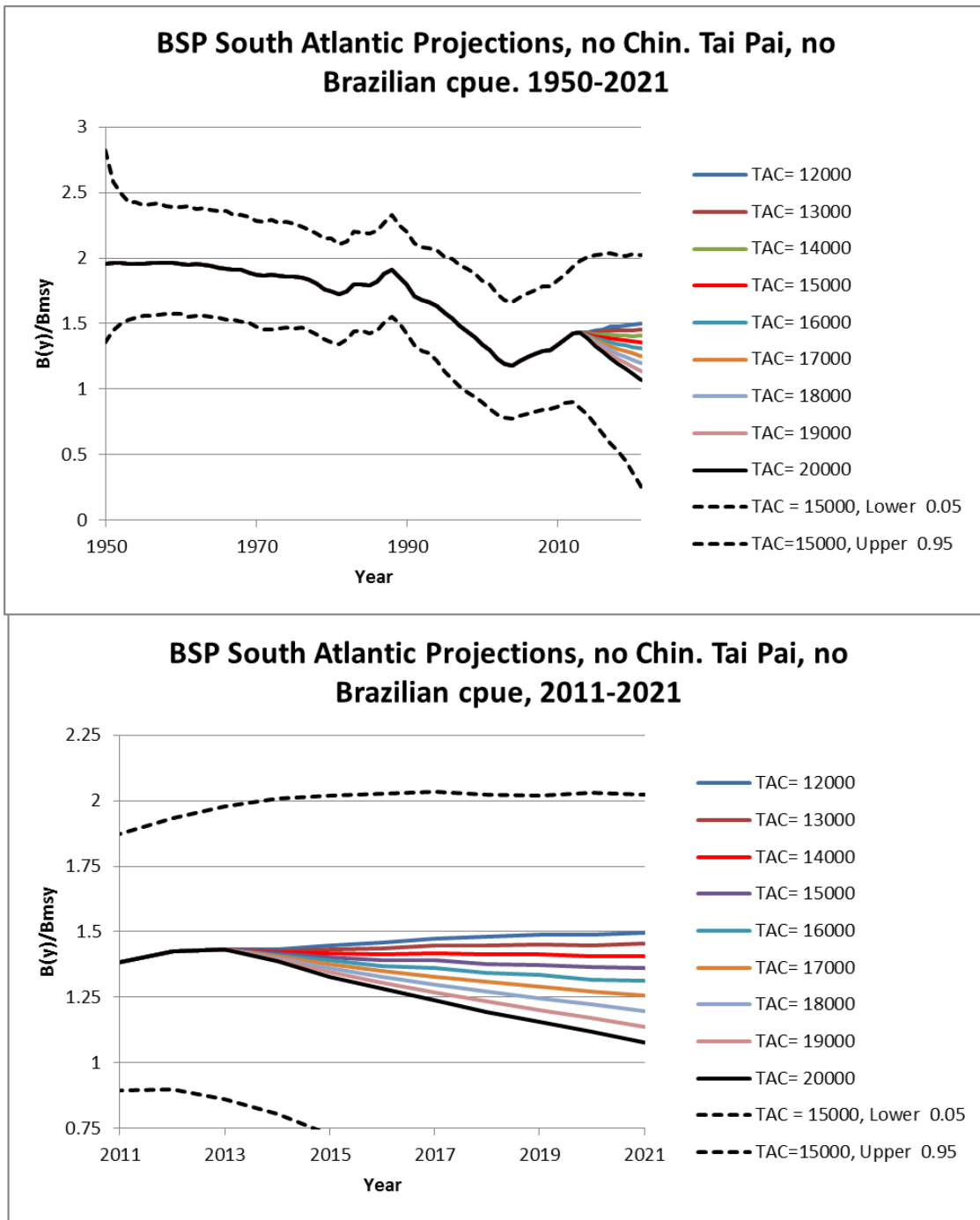
**Figure 74.** N-SWO Median trends of the relative biomass ( $B/B_{MSY}$ ) and fishing mortality ( $F/F_{MSY}$ ) for the projected north Atlantic swordfish stock based on the ASPIC SP model base run 2 under different constant catch scenarios (thousand tons). The lines show the median value of bootstrap runs and the dashed lines are 80% confidence intervals around projection at 13.7 thousand t in the projection time period and the observed catch in the historical time period. 13.7 thousand tons is the 2012 TAC.



**Figure 75.** North Atlantic swordfish future projection of biomass/ $B_{MSY}$  from the BSP model with sigma on process error of 0.05. Dashed lines are 95% credibility intervals around a TAC of 13,700t.

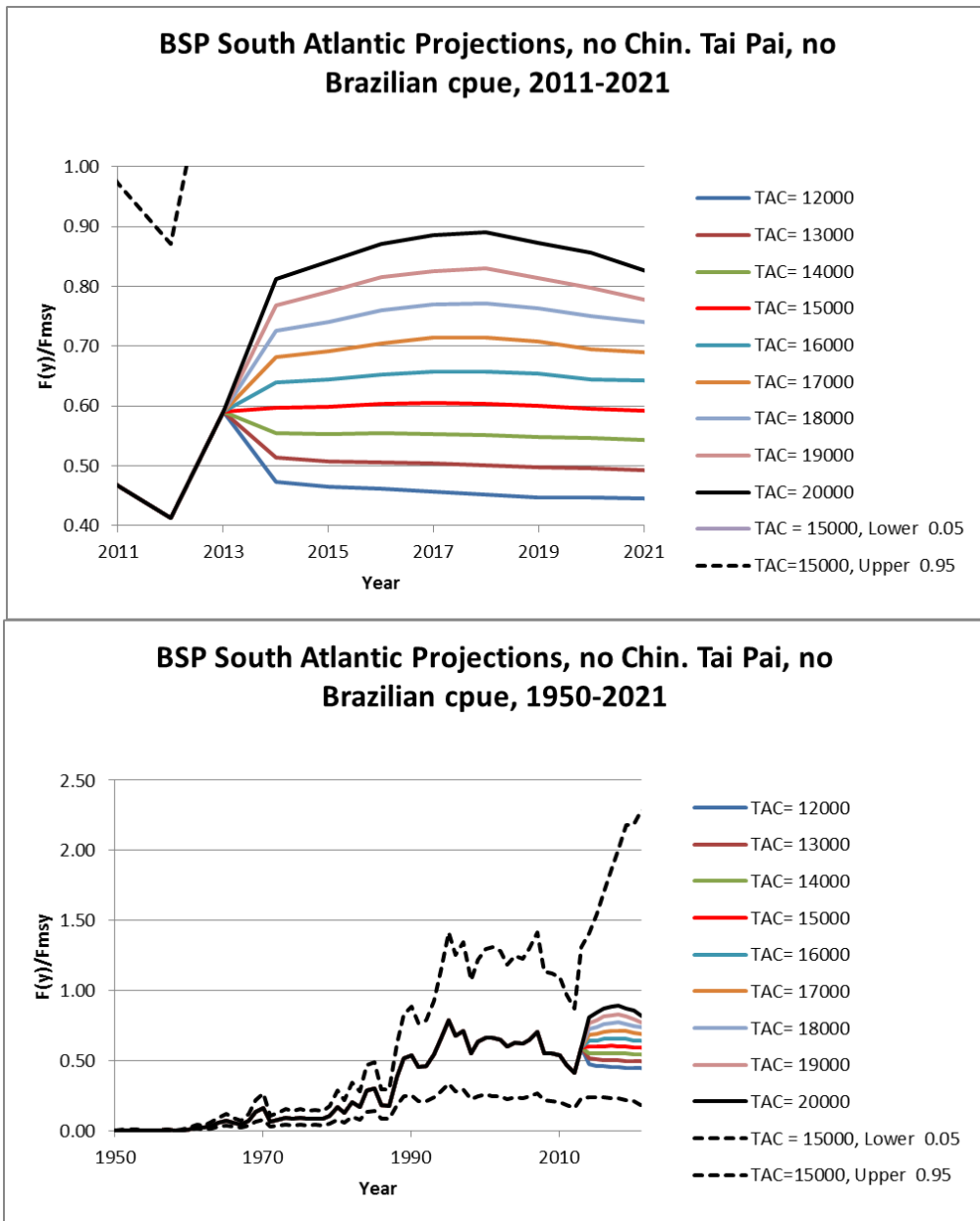


**Figure 76.** North Atlantic swordfish future projection of fishing mortality/ $F_{MSY}$  from the BSP model with 0.05 values for sigma on process error. Dashed lines are 95% credibility intervals around a TAC of 13,700 t.

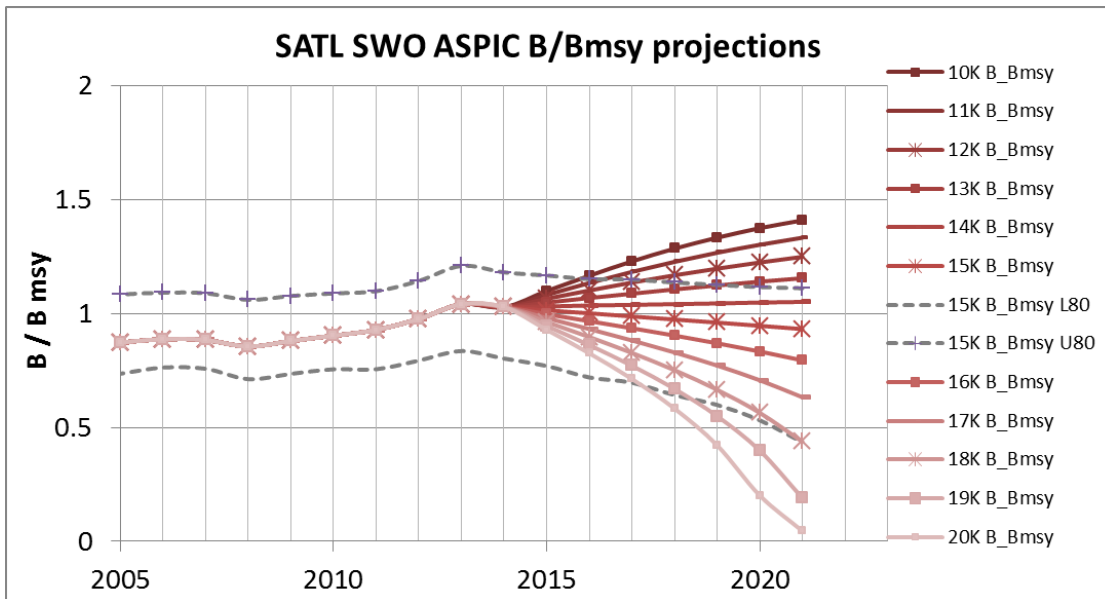


**Figure 77.** South Atlantic swordfish future projection of biomass/ $B_{MSY}$  from the BSP model. Dashed lines are 95% credibility intervals around a TAC of 13,700 t.

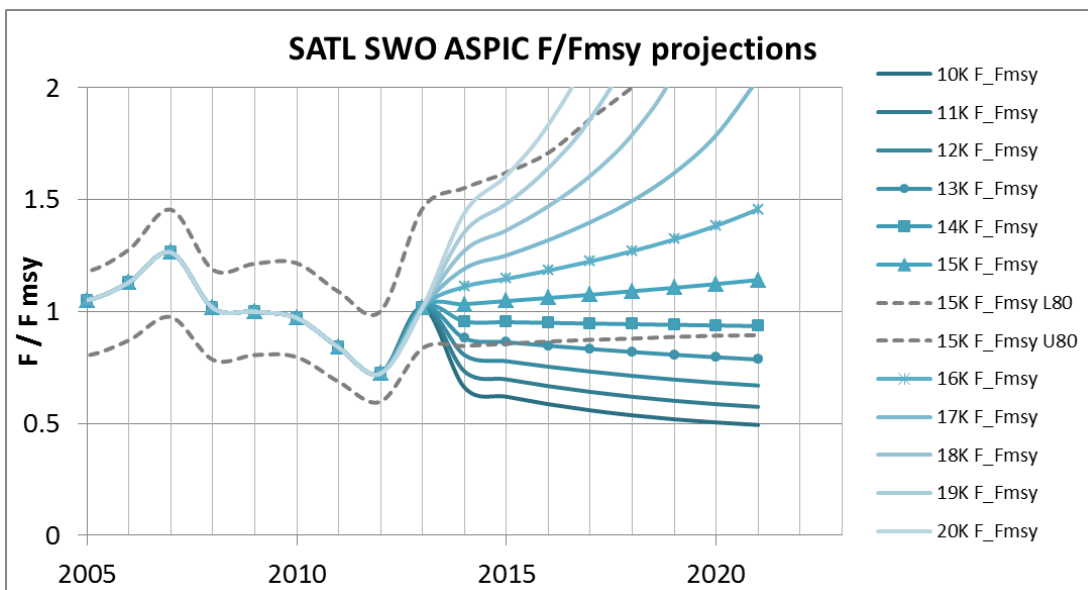




**Figure 78.** South Atlantic swordfish future projection of fishing mortality/ $F_{MSY}$  from the BSP model. Dashed lines are 95% credibility intervals around a TAC of 13,700 t.



**Figure 79.** South swordfish projected biomass relative to  $B_{MSY}$  for different levels of catch from ASPIC model excluding Chinese Taipei longline indices.



**Figure 80.** South swordfish projected fishing mortality relative to  $F_{MSY}$  for different levels of catch from ASPIC model excluding Chinese Taipei longline indices.

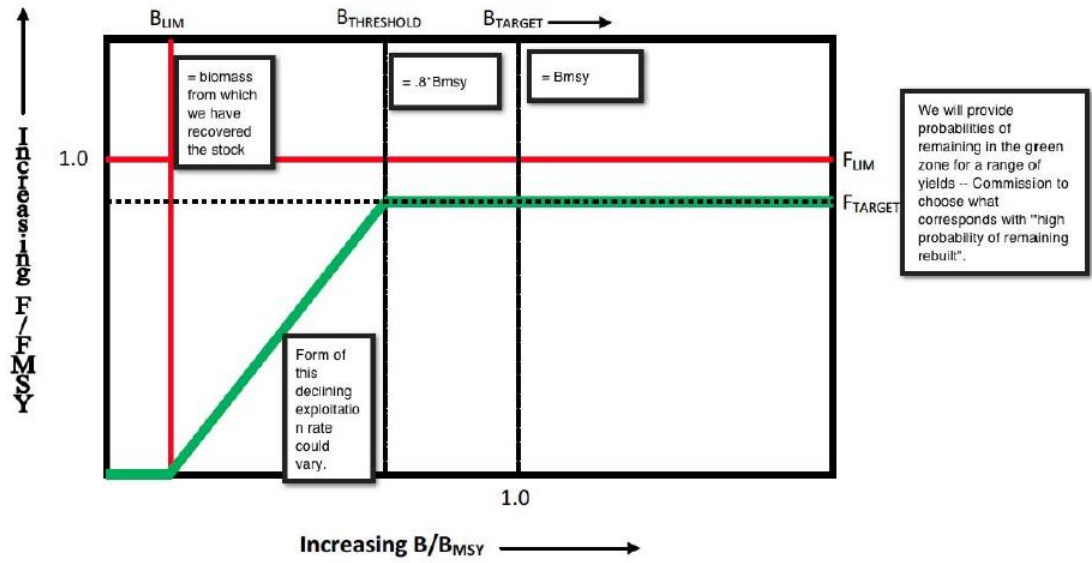


Figure 81. Harvest Control Rule and Limit Reference Points for North Atlantic swordfish that uses the template developed by the Stock Assessment Methods Working Group.

## AGENDA

1. Opening, introductions, adoption of the Agenda and meeting arrangements
2. Biological data, including tagging information
3. Catch data, including catch at size and fisheries trends
4. Relative abundance indices
  - 4.1 Relative abundance indices – North
  - 4.2 Relative abundance indices – South
5. Methods and other data relevant to the assessment
  - 5.1 Methods – North
  - 5.2 Methods – South
6. Stock status results
  - 6.1 Stock status – North
  - 6.2 Stock status – South
7. Projections
  - 7.1 Projections – North
  - 7.2 Projections – South
8. Limit reference points
9. Recommendations
  - 9.1 Research and Statistics
  - 9.2 Management
10. Other matters
11. Adoption of the report and closure

## LIST OF PARTICIPANTS

### *SCRS CHAIRMAN*

**Santiago Burrutxaga, Josu**

Head of Tuna Research Area, AZTI-Tecnalia, Txatxarramendi z/g, 48395 Sukarrieta (Bizkaia) País Vasco, Spain  
Tel: +34 94 6574000 (Ext. 497); 664303631, Fax: +34 94 6572555, E-Mail: jsantiago@azti.es; flarrauri@azti.es

### *COORDINATOR OF SWORDFISH SPECIES GROUP*

**Neilson, John D.**

10 Moss Drive, Chamcook, New Brunswick Canada E5B 3G7  
Tel: +1 506 529 5913, Fax: +1 506 529 5862, E-Mail: john.neilson@dfo-mpo.gc.ca

### *CONTRACTING PARTIES*

#### **CANADA**

**Hanke, Alex**

Scientific, St. Andrews Biological Station/ Biological Station, Fisheries and Oceans Canada 531 Brandy Cove Road, St. Andrews New Brunswick E5B 2L9  
Tel: +1 506 529 4665, Fax: +1 506 529 5862, E-Mail: alex.hanke@dfo-mpo.gc.ca

## **EUROPEAN UNION**

**Neves Santos, Miguel**

Instituto Portugues do Mar e da Atmosfera -I.P./IPMA, Avenida 5 Outubro s/n, 8700-305 Olhão, Portugal  
Tel: +351 289 700 504, Fax: +351 289 700 535, E-Mail: mnsantos@ipma.pt

**Ortiz de Urbina, José María**

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C.O de Málaga, Puerto Pesquero s/n, 29640 Fuengirola Málaga, Spain  
Tel: +34 952 197 124, Fax: +34 952 463 808, E-Mail: urbina@ma.ieo.es

## **JAPAN**

**Kai, Mikihiro**

Tuna Fisheries Resources Group, Tuna and Skipjack Resources Division, National Research Institute of Far Seas  
5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka 424-8633  
Tel: +81 54 336 6039, Fax: +81 54 335 9642, E-Mail: kaim@affrc.go.jp

**Yokawa, Kotaro**

Chief, Tuna Fisheries Resources Group, Tuna and Skipjack Resources Division, National Research Institute of Far Seas  
Fisheries5-7-1 Orido, Shimizu-ku, Shizuoka-City Shizuoka 424 8633  
Tel: + 81 543 36 6046, Fax: + 81 543 35 9642, E-Mail: yokawa@fra.affrc.go.jp

## **MOROCCO**

**Ayoub, Mohamed**

Biologiste au Centre Régional de Dakhla, Institut National de Recherche Halieutique  
E-Mail: ayoub.mohamed555@gmail.com

## **UNITED STATES**

**Brown, Craig A.**

NOAA Fisheries Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149  
Tel: +1 305 361 4590, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: Craig.brown@noaa.gov

**Díaz, Guillermo**

NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 1315 East-West Highway # 13562, Silver Spring, Maryland 20910  
Tel: +1 301 427 8589, Fax: +1 301 713 1875, E-Mail: guillermo.diaz@noaa.gov

**Schirripa, Michael**

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149  
Tel: +1 305 361 4568, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: michael.schirripa@noaa.gov

**Walter, John**

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division, 75Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149  
Tel: +305 365 4114, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: john.f.walter@noaa.gov

## **SOUTH AFRICA**

**Siyema, Tandiwe**

Assistant Director, Department of Agriculture, Forestry and Fisheries, Private Bag X 02,  
Tel: +27 793 360595, E-Mail: TandiweS@daff.gov.za

**West, Wendy**

Inshore Resources Research, Department of Agriculture, Forestry and FisheriesFore trust Building, 9 Martin Hammerschlag  
Way, Foreshore, Cape Town  
Tel: +27 21 4023120, E-Mail: WendyW@daff.gov.za

## **URUGUAY**

**Domingo, Andrés**

Dirección Nacional de Recursos Acuáticos-DINARA, Laboratorio de Recursos Pelágicos, Constituyente 1497,  
11200 Montevideo  
Tel: +5982 400 46 89, Fax: +5982 41 32 16, E-Mail: adomingo@dinara.gub.uy

## **EXTERNAL EXPERT**

**McAllister, Murdoch K.**

Fisheries Centre, University of British Columbia, AERL, 2202 Main Mall, Vancouver, B.C. Canada  
Tel: +1 604 822 3693, Fax: +1 604 822 8934, E-Mail: m.mcallister@fisheries.ubc.ca

**ICCAT SECRETARIAT** - C/ Corazón de María, 8 – 6/7 planta, 28002 Madrid, Tel: +3491 416 5600; Fax: +34 91415 2612; E-mail: [Info@iccat.int](mailto:Info@iccat.int)

**Ortiz, Mauricio, Kell, Laurence**

## LIST OF DOCUMENTS

- SCRS/2013/139 An Updated biomass index of abundance for North Atlantic swordfish 1963-2012. Ortiz M., Mejuto J., Andrushchenko I., Yokawa K., Walter J., Neves N. and Abid N.
- SCRS/2013/151 Tracking of broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, in the Central and eastern North Atlantic Abascal et al.
- SCRS/2013/153 An approach to age and growth of South Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) stock Quelle P., González F., Ruiz M., Valeiras X. and Gutierrez O.
- SCRS/2013/154 Standardized CPUE of swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the Taiwanese longline fishery in the North Atlantic ocean for 1967-2012, addressing the targeting change Sun C., Su N., and Yeh S.
- SCRS/2013/155 Standardized CPUE of swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the Taiwanese longline fishery in the South Atlantic ocean for 1967-2012, addressing the targeting change Sun C., Su N., and Yeh S.
- SCRS/2013/157 Stock Assessment Diagnostics for South Atlantic Swordfish. Kell, L., Ortiz de Urbina J.M. and de Bruyn P.
- SCRS/2013/158 Stock Assessment Diagnostics for North Atlantic Swordfish. Kell, L., Ortiz de Urbina J.M. and de Bruyn P.
- SCRS/2013/159 Standardisation of the catch-per-unit-effort for swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the South African pelagic longline fleet (1998-2012). West, W., Kerwath, S. Winker, H., and Smith, C.
- SCRS/2013/160 North Atlantic swordfish 2013: stock synthesis configuration version 1.0. Schirripa M.J.
- SCRS/2013/161 A hypothesis of a recent poleward shift in the distribution of North Atlantic swordfish (version 1.0). Schirripa M.J.
- SCRS/2013/162 Likelihood Profiling by Data Components for the North Atlantic Swordfish ASPIC Assessment. Kell L., Ortiz de Urbina J.M. and De Bruyn P.

## A DESCRIPTION OF THE CANADIAN SWORDFISH FISHERIES FROM 1988 TO 2012, AND CANDIDATE ABUNDANCE INDICES FOR USE IN THE 2013 STOCK ASSESSMENT

Andrushchenko<sup>1</sup> I., Hanke<sup>1</sup> A., Whelan<sup>2</sup> C. L., Neilson<sup>1</sup> J.D. and Atkinson<sup>3</sup>, T.

### SUMMARY

*Indices of abundance for the north Atlantic swordfish stock, based on data from the Canadian pelagic longline fishery, were estimated. Nominal and standardized age aggregated catch time series were developed for round weight and number of swordfish caught per hook (1962 to 2012). Age and gender specific nominal series of swordfish number per hook are provided for 1999 to 2012. The standardization involved a mixed effects model with effects due to bait, hook type, quarter, shark and tuna caught, trip length and area.*

### RÉSUMÉ

*Les indices d'abondance pour le stock d'espadon de l'Atlantique Nord, fondés sur les données originaires de la pêche palangrière pélagique du Canada, ont été estimés. Des séries temporelles de capture agrégée par âge nominales et standardisées ont été élaborées pour obtenir le poids vif et le nombre d'espadons capturés à l'hameçon (1962 à 2012). Les séries nominales spécifiques à l'âge et au sexe du nombre d'espadons par hameçon sont fournies pour la période 1999-2012. La standardisation a impliqué un modèle d'effets mixtes avec des effets dus à l'appât, type d'hameçon, trimestre, requins et thonidés capturés, longueur de la sortie et zone.*

### RESUMEN

*Se estimaron los índices de abundancia para el stock de pez espada del Atlántico norte basándose en datos procedentes de la pesquería de palangre pelágico de Canadá. Se desarrollaron series temporales de captura agregadas por edad estandarizadas y nominales para obtener el peso vivo y el número de peces espada capturados por anzuelo (1962 a 2012). Se facilitan, para 1999 a 2012, series nominales específicas del género y la edad del número de peces espada por anzuelo. La estandarización implicaba un modelo de efectos mixtos con efectos debidos al cebo, tipo de anzuelo, trimestre, tiburones y túnidos capturados, duración de la marea y área.*

### KEYWORDS

*Catch/effort, Swordfish, Pelagic fisheries, Mixed effects*

<sup>1</sup> Fisheries & Oceans Canada, Biological Station, 531 Brandy Cove Road, St. Andrews, NB E5B 2L9 CANADA. Email address of lead author: irene.andrushchenko@dfo-mpo.gc.ca.

<sup>2</sup> Fisheries & Oceans Canada, Fish Population Science Branch, 200 Kent Street, Ottawa, ON K1A 0E6 CANADA.

<sup>3</sup> Nova Scotia Swordfishermen's Association, NS Canada

## 1. Introduction

The International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas (ICCAT) last assessed North Atlantic swordfish in 2009 using age-specific catch rate indices from the Canadian pelagic longline fleet from 1988 to 2008 (Anon. 2010). This manuscript updates the nominal catch rates (number per hook) for male and female swordfish aged 2-9+ and 5+ for the Canadian pelagic longline fishery by extending the series to 2012.

Canada also contributed a biomass index spanning the periods of 1963 – 1970 and 1979-2008 for use in a combined biomass index analysis in ASPIC. This document extends that series to 2012 and presents both nominal and standardized indices calculated in terms of number of fish per hook and round weight per hook. Recent fish size trends for the fishery are presented as well as the relationship of swordfish catch to changes in bait type, hook type, hook size and the number of other species caught. Consultations with the Canadian fishing industry were held throughout May 2013 and some of the views obtained are reflected in this document.

## 2. Description of the fishery

Annual swordfish landings of the Canadian pelagic longline fleet ranged from 800 to 2,200 mt between 1988 and 2012, with 39 to 77 actively fishing vessels. In 2012, 44 longliners landed 1,488 mt of swordfish, reaching the levels of catch last seen by the longline fleet in 2005 (**Figure 1**). In contrast, the harpoon fishery involved 34 active licenses and landed 98 mt of swordfish in 2012, the lowest annual catch for this fleet since 2004 (**Figure 1**). Representatives from the harpoon industry have attributed the low catch to fewer swordfish basking on the surface, reducing the chance of an encounter with a harpoon vessel. This change in behavior has been attributed to increasing water temperatures, allowing the swordfish to recover quickly from deep dives and/or removing the need to enter the surface layer altogether. Historically, for stock assessment purposes, the Canadian swordfish catch per unit effort (CPUE) index has been based exclusively on the longline fishery, as a harpoon-based CPUE can be often influenced by weather.

The Canadian longline fishery operates in waters from Georges Bank to the Flemish Cap (**Figure 2**), with highest catches along the edge of the Scotian Shelf. The fishing distribution of the fleet has contracted over the last decade, with fewer trips going east of the Grand Banks since 2006 (**Figure 3**). This shift has been attributed to unfavorable water conditions, high cost of fuel and abundance of catch along the Scotian Shelf. Since 2010, there has been a surge of activity in the Emerald Basin that was attributed to a decrease in shark encounters, an abundance of swordfish in this area and proximity to ports (pers. communication, industry representatives, May 2013). In a given year, fishing activity can begin as early as May, staying south of the Scotian Shelf and along the edge of the Gulf Stream (**Figure 4**). As the season progresses, the fishing distribution shifts north, encompassing Georges Bank, the Scotian Shelf and the Grand Banks. The fishing season generally finishes by mid-November, though December catches have been reported periodically.

Throughout the history of the pelagic longline fishery, the fishing patterns/behaviour of the fleet has been affected by changes in management regulations. Log submission for Canadian fisheries became mandatory in 1994, suggesting that records prior to this may provide an incomplete account of fleet activity. Some assurance that the absence of logbooks was largely random is provided in **Figure 5** which shows similar temporal patterns in fishing just before and after the implementation of mandatory reporting. Additional shifts in management structure came in the form of time closures and trip limits for swordfish-directed fishing between 1999 and 2001. Finally, the traditional competitive structure of the fishery was changed to an Individual Transferable Quota (ITQ) system in 2002. This change appears to restore the temporal pattern in fishing observed prior to 1994. From 1994 until 2001 the fishery was subject to a declining TAC (**Figure 1**) as well as further trip and area restrictions that resulted in an incremental decline in the length of the season (**Figure 5**).

Prior to the implementation of ITQ management, longline vessels targeted other tunas in the spring and fall, generally filling their annual swordfish quota during the summer months. Under the current ITQ system, the swordfish season extends from May until November (**Figure 5**) with longline vessels being able to either direct for swordfish or to target other tunas while catching swordfish as bycatch. Due to current quota levels, Canadian longline fishermen have reported primarily using swordfish quota for bycatch to target other tunas.



### 3. Environmental considerations

Swordfish are seasonal migrants into Canadian waters, spending the summer and fall months in the waters off southwestern Nova Scotia, in the Bay of Fundy, and along the Scotian Shelf to the Flemish Cap. As swordfish migrate north, they shift from a generalist to a specialist diet (Scott and Tibbo, 1968). Prey items found in the stomachs of swordfish can include species from a wide range of depths (Stillwell and Kohler, 1985). Volumetrically, the most important prey species found in swordfish stomach contents in the Northwest Atlantic are Atlantic mackerel, Atlantic herring and squid (Bigelow and Schroeder, 1953; Stillwell and Kohler, 1985; Tibbo *et al.*, 1961; Scott and Tibbo, 1968). Atlantic cod, silver hake, haddock and redfishes have also been found, though less frequently and in smaller quantities. Some caution needs to be used when analyzing the frequency of Atlantic mackerel in stomach analysis since it is also used as bait; however, many samples included mackerel showing more advanced signs of digestion. The Canadian fishermen report a wide variety of prey consumed by swordfish including small pelagics, groundfish and invertebrates.

Landings of Atlantic mackerel in areas of swordfish abundance (NAFO subareas 3 and 4) increased substantially throughout the early 2000s to reach a high of 54,621 mt in 2005, before declining dramatically to 8,544 mt in 2011 (**Figure 6**). Similar trends in landings were also seen in the United States. The index of spawning biomass (measured by egg surveys) declined between 1985 and 1998, before an increase attributed to a strong 1999 year class. Throughout the 2000s, the spawning biomass index declined again to levels seen prior to the 1999 year class (**Figure 6**, DFO 2012); a decline which has been attributed to unsustainable fishing levels and a lack of recruitment.

There are two stocks of Atlantic herring in Canadian waters: southern Gulf of St. Lawrence and southwestern Nova Scotia. Herring in the southern Gulf of St. Lawrence does not currently spatially overlap with the Canadian distribution of swordfish, though historically there was a substantial inshore fishery for swordfish near the mouth of the Gulf of St. Lawrence. More recently, a few individuals have been caught in this area though this is considered unusual.

Herring in southwestern Nova Scotia, the Bay of Fundy and along the Scotian shelf are an important prey assemblage for swordfish in Canadian waters and have seen a 32% reduction in spawning stock biomass, from an average of 551 000 mt (2001-2004) to 377 000 mt (2005-2010, **Figure 7**, DFO 2011). There is little or no sign of improvement from lower abundance levels observed in 2005-2010 and this lack of rebuilding is a cause for concern. Current science advice recommends caution, including catch restrictions on small fish. No observations suggesting a need to change the current management regime or causes for concern have been noted for the offshore Scotian shelf portion of this stock. Although not understood, the decline in southwest Nova Scotia and the Bay of Fundy herring coincides with an observed change in herring condition; 2010 had the lowest fish condition on record since 1974 for the southwest Nova Scotia herring (this was not observed in the Bay of Fundy or on the Scotian Shelf). There is also a trend of declining mean weight at age for the fish in this stock. The average weight at age value for 2000-2009 is lower than the long term averages from 1965 onwards. It has been reported that herring are staying in deeper, cooler waters where they are less vulnerable to purse seines and weirs, although presumably are still available to swordfish.

Squid was noted as a frequently occurring prey item in swordfish stomach content analysis (Bigelow and Schroeder, 1953; Stillwell and Kohler, 1985; Tibbo *et al.*, 1961; Scott and Tibbo, 1968). More recently, squid has been found in stomach contents studies (Stillwell and Kohler, 1985), leading to speculation that this is linked to an increasing abundance of squid. Anecdotal information from Canadian fishermen indicate that squid was seen in very high numbers in 2012; unfortunately there is no stock assessment or research available for the status of squid in Canadian waters.

Human activities and changing environmental conditions have caused a structural shift in the Scotian Shelf ecosystem (Worcester and Parker, 2010). The ecosystem has seen a major increase in the abundance of small pelagic fish (except herring and mackerel), macroinvertebrates, seals and phytoplankton, accompanied by significant decreases in groundfish and zooplankton. More recently the abundance of phytoplankton and zooplankton seems to be returning to its long term average. It is unclear what impact these ecosystem shifts have had on swordfish. Southwestern Nova Scotia and the Scotian Shelf are areas of high human use and there are several ongoing activities or threats in this area (i.e. oil and gas development, impacts of aquatic invasive species, ocean acidification, contaminants) for which the impacts on the ecosystem and swordfish are unknown.

## 4. Methods

### 4.1 Data

Catch and effort data for the Canadian swordfish longline fishery were obtained from mandatory logbook submissions made to the Department of Fisheries and Oceans beginning in 1994; submissions prior to 1994 were entirely voluntary. The logbook database provides information about each species caught, such as total weight<sup>3</sup>, number of fish caught, type and size of hook used, type of bait, surface temperature and effort (number of hooks) for each set. Intensive consultation with industry representatives over the past year allowed for recovery of some missing set-level data between 2003 and 2012, increasing the number of available trips with set-level information (**Table 1**). The set-level data were aggregated to trip level after excluding catches by the offshore fleet, which primarily targets other tunas, as its effort is not considered representative of the swordfish longline fleet.

Aggregating the data from set to trip level is often problematic when the variable of interest is not continuous and/or is missing for some sets within a trip. Prior to aggregating to trip level, the set level detail was restored to the highest degree possible. For example, the gear configuration can vary between sets of the same trip but is generally recorded by the fisherman in the logbook. In the case of hook type, only 72.7% of the set-level data between 2003 and 2012 was complete. However through Industry consultation, it was determined that the type of hook and manufacturer is generally associated with a certain hook sizing range/system (**Table 2**). As 88.1% of the set-level data had hook size information, the missing hook types were derived from available hook size using **Table 2**, resulting in 79.7% of the data having an associated hook type. Following aggregation, the trip-level dataset had hook type information for 84.1% of the trips between 2003 and 2012. Prior to 2003 no hook type data is available so hook size data was used to impute a hook type and, through industry consultation, it was determined that from 1962 to 1995 the fleet used J hooks.

Bait type data was available for 88.3% of set-level data and 93.4% of trip-level data from 2002 to 2012, and 100% of the data from 1988 to 2001.

Data on the number of swordfish caught was available for 98.9% of the trip-level data. A large proportion of the missing data (56 of the 82 missing trips) occurred in 2003. Swordfish weight data is provided by dockside monitors and was available for 100% of the trip-level records. Set-level detail on the number and weight of swordfish caught is available, but it is derived from estimates provided in fishermen's logbooks.

#### 4.1.1. Nominal sex and age-specific CPUE (1999-2012)

Tally sheets obtained from the Dockside Monitoring program provide individual fish weights for approximately 90% of the landed swordfish catch. The sampling program has been in place since 1999 and provides individual round weights, which were used to generate lower jaw fork lengths (LJFL) using Turner (1978) conversion factors. The age and gender proportions (Ehrhardt *et al.* 1996, Ortiz *et al.* 2000) were applied against the numbers caught at length to generate age and gender specific nominal CPUE.

#### 4.1.2 Standardized Age-aggregated CPUE (1963 – 2012)

The Canadian standardized index contains historic logbook records from the Canadian longline swordfish fishery from 1963-1970 and 1979-2012 (**Table 3**). Data is also available for 1962 but has been excluded in past assessments due to the low number of trips (11); however it was included in the current standardized index. High Canadian catch rates in the initial years of the 1963-1970 series were validated with paper log records and interviews<sup>4</sup>. Data was not available between 1971 and 1978 because fish were not landed in Canada due to export restrictions on mercury contaminated fish. The data for the early time series (pre-2003) were available on a trip-level, so the recent years (2003-2012) were also aggregated to trip level.

## 4.2 Variables

The current protocols for filtering and aggregating the data and constructing factors used in the standardization are described.

---

<sup>3</sup>Weight and number from logs are values estimated by the fisherman. Accurate weight and number data come from dockside monitor records and are available on trip-level only.

<sup>4</sup>It was recommended during the 2009 stock assessment that these high values be checked.

#### 4.2.1 Gear filter

Canadian pelagic longline vessels can use longline, tended line and harpoon gear concurrently on a given trip, but the resulting sets are all recorded as 'longline' in the log system. This is thought to have a confounding effect on CPUE (Paul and Neilson 2010a), and was addressed in Hanke *et al.* (2012) by excluding suspected harpoon and tended line sets based on effort, weight of swordfish and presence of other species. Sets with fewer than 300 hooks were considered a mixture of gears (likely tended line and harpoon), while those with equal to or greater than 300 hooks were strictly longline. Sets with only one hook were considered harpoon, unless more than one species was identified or the total weight for the set exceeded the maximum known weight of a single fish (537 kg). This filter was applied to the set-level data and its effect on set-level data is summarized in **Table 4**. It should be noted that the effect of the harpoon filter on 1988-2001 data would exclude 3 trips, but it was not applied.

#### 4.2.2 Targeting, bait and hook effects

As the fishery evolved from targeting exclusively swordfish to a mixed fishery targeting swordfish and other tunas, a variable had to be introduced into the model that would control for an effect due to targeting. Historically, this was achieved by only considering trips where the weight of the swordfish exceeded the weight of the other species (Paul and Neilson 2007). Following a review of other potential targeting variables (bait type and sea surface temperature), Paul and Neilson (2010b) recommended continued use of the traditional weight-based targeting, citing poor data availability for the other factors and lack of data for the earlier part of the series (1988 – 1993). However, a weight-based targeting variable involving swordfish is strongly correlated with both catch in numbers and in weight and its inclusion may remove time trends in the catch rate which should be attributed to the year effect (Maunder and Punt 2004). Consequently, other variables were considered in the present analysis such as bait type, hook size/type and their interaction. The availability of sharks and tunas in a given time and place was not thought to be closely related to that of swordfish, so their combined count per trip was adopted as a variable which would reflect an aspect of targeting but also a gear saturation effect.

The bait type on a given set was grouped into one of four categories: a mixture of pelagic fish (alewife, herring, mackerel and silver hake), a mixture of squid with one type of pelagic fish, a mixture of squid with two pelagic species, and squid alone. As the fleet generally targets swordfish using pelagic fish and tunas using squid, the bait type for the trip was expressed as the mean proportion of pelagic fish for all sets on the trip. Each bait-type was assigned a pelagic fish proportion ( $P_{pel}$ ) based on the number of bait types identified: all pelagic fish (1), all squid (0), squid and one type of pelagic fish (0.5), squid and two types of pelagic fish (0.667). The  $P_{pel}$  was averaged for all sets of a single trip, to provide a mean pelagic fish proportion for the trip. Where set-level bait information was not available for the older data (1962-2002), the specified trip-level bait type recorded was converted to one of the four  $P_{pel}$  values (0, 0.5, 0.667 or 1).

If the trip level data did not have a bait value ( $P_{pel}$ ), a suitable substitution was made using the mean bait value in the same area-quarter-year stratum. When this failed, the mean bait value from the dataset was substituted. The continuous bait values were then converted into discrete bait categories when it was realized that the distribution of bait values had 3 modes corresponding with a proportion pelagic fish of 0, .5 and 1. The bait values were binned into three groups, *Squid*, *Mix* and *Fish* respectively, by breaking the data at bait values of 0.33 and 0.66.

A mixture of hook types was used by industry and could be classified into three main groups. The variety of styles were reclassified to 'C', 'J' or 'unknown' based on consultation with Industry and knowledge of the corresponding hook sizes and the year. Aggregation of set-level data to trip resulted in any trips with both *J-hook* and *Circle-hooks* used on different sets being coded as 'C'.

Following the data restoration and trip-level aggregation described earlier for hook type and size, the categories of each were simplified. Hook sizes between 0 and 8 were converted to 'JR' (ringed), sizes 9 to 12 were coded as 'JnR' (not ringed), sizes 13 to 15 were coded to 'SmallC' and sizes larger than 15 were coded as 'BigC' (**Table 2**).

The total number of sharks and tuna caught was simply determined by summing the set-level data. In some instances only the weight caught was given but this information was used to calculate the number caught by dividing the weight caught by the average weight of that species caught in the same area-quarter stratum.

#### 4.2.3 Area effect

Each set was identified to a NAFO statistical unit area but an entire trip could span several of these areas. This made trip level aggregation of area information problematic. A protocol was developed to identify a trip with a representative area when more than one area was fished. This involved creating area complexes based on the aggregate of unique areas fished. This process resulted in a trip with fishing in area 4V, 4W and 5Z being identified with area complex 4VW5Z, for example. In total 59 areas were identified, not all of which were area complexes. This large number was rationalized to 16 based on areas that the complexes had in common. Simple areas generally remained distinct.

#### 4.2.4 Management effect

The years of the time series were identified with changes that occurred in the fishery and this factor was termed the management effect. The management effect was not included in the model because it was collinear with the year effect; however it was useful for exploring the results from the model and to document the changes to the fishery. The phases of the fishery are as follows: Phase 1, 1962:1970 (unrestricted fishing); Phase 2, 1979:1993 (post export restrictions on mercury contaminated fish, introduction of quotas); Phase 3, 1994:1998 (mandatory logbook submissions); Phase 4, 1999:2001 (trip and area restrictions) and Phase 5, 2002:2012 (switch from competitive fishery to individual transferable quotas).

#### 4.3 Nominal age and sex-specific CPUE (1999-2012)

Age and sex specific nominal CPUEs were calculated based on individual size data from the Canadian dockside swordfish sampling program which was instituted in 1999. Currently, the series is based on the 1999 to 2012 period. The sex ratio at length key (Ortiz *et al.* 2000) was applied to the numbers at length and split the population into male and female components. Gender specific growth curves (Ehrhardt *et al.* 1996) were applied against the respective genders and provided ages by gender, month and aggregated lower jaw fork lengths (5cm bin). Annual CPUE (total annual number of swordfish/total annual number of hooks) was calculated for each gender for ages 2 through 8; CPUE was also generated for a 9+ and a 5+ group (**Figure 8**).

#### 4.4 Standardized age-aggregated CPUE (1963-2012)

Standardized age-aggregated indices of swordfish abundance were developed from trip-level data for the period 1962 – 1970 and 1979 – 2012 using both the number and weight of swordfish caught. The models were identical except for the choice of response variable. Rather than model the rate, fishing effort was included as an explanatory variable (Maunder and Punt 2004). Both catch and effort were log transformed to account for the non-linearity in their relationship. This log-log model was not assumed to have normally distributed errors. A mixed effects model was adopted with random intercept and slope and a ‘power of the covariate’ variance structure (Pinheiro and Bates 2000; Pinheiro *et al.* 2013; Zuur *et al.* 2009). More formally the model was as follows:

$$\begin{aligned} \text{Ln}(NSwo)_{ij} = & \alpha + \beta_1 \times \text{Ln}(Hooks)_{ij} + \beta_2 \times \text{Year}_{ij} + \beta_3 \times \text{Bait}_{ij} + \beta_4 \times \text{HookType}_{ij} + \beta_5 \times \text{Quarter}_{ij} + \\ & \beta_6 \times \text{Ln}(NSets)_{ij} + \beta_7 \times \text{Ln}(NSharkTuna_{ij}) + \beta_8 \times \text{Year}_{ij} \times \text{Ln}(NSets)_{ij} + \beta_9 \times \text{Bait}_{ij} \times \text{HookType}_{ij} + \\ & \beta_{10} \times \text{Bait}_{ij} \times \text{Quarter}_{ij} + \beta_{11} \times \text{Quarter}_{ij} \times \text{HookType}_{ij} + \beta_{12} \times \text{Ln}(NSets)_{ij} \times \text{Ln}(NSharkTuna_{ij}) + \\ & \beta_{13} \times \text{Ln}(NSets)_{ij} \times \text{Quarter}_{ij} + \beta_{14} \times \text{Quarter}_{ij} \times \text{Ln}(NSharkTuna_{ij}) + b_{i1} + b_{i2} + \varepsilon_{ij} \end{aligned}$$

where  $\text{Ln}(NSwo)_{ij}$  is the natural log transformed number of swordfish caught for observation  $j$  in NAFO area  $i$ .  $\text{Year}_{ij}$ ,  $\text{Quarter}_{ij}$ ,  $\text{Bait}_{ij}$  and  $\text{HookType}_{ij}$  are all nominal variables with 43, 3, 3 and 3 levels respectively.  $\text{Ln}(Hooks)_{ij}$ ,  $\text{Ln}(NSets)_{ij}$  and  $\text{Ln}(NSharkTuna_{ij})$  are natural log transformed continuous variables. The between Area variation and the  $\text{Ln}(NSets) \times \text{Area}$  interaction are modeled with a random intercept  $b_{i1}$  and random slope  $b_{i2}$ , respectively, and are represented by 16 groups. The distribution of the intercept and slope is given by

$$\begin{pmatrix} b_{i1} \\ b_{i2} \end{pmatrix} \sim N(0, D) \text{ where } D = \begin{pmatrix} d_{11}^2 & d_{12}^2 \\ d_{21}^2 & d_{22}^2 \end{pmatrix}$$

Here the variance  $d_{11}^2$  determines the amount of variation around the population intercept  $\alpha$  in the areas and the variance  $d_{22}^2$  determines the amount of variation around the population slope in the areas. The correlation between the random intercept and slopes is represented by  $d_{21}^2$ . The residual  $\varepsilon_{ij}$  is assumed to be normally distributed with mean 0 and variance increasing with the power of the absolute value of the variance covariate *Hooks*. The structure for the residuals is

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2 x |Hooks_{ij}|^{2\delta})$$

Both the  $\varepsilon_{ij}$  and  $b_i$  terms are assumed to be independent of each other.

The model selection process followed the method of Diggle *et al.* (2002) and began by specifying a model where the fixed component had all explanatory variables and as many interactions as possible so that the optimal structure of the random component could be found. The selection of the optimal component was accomplished using REML estimation and the likelihood ratio test. After selecting the optimal random component the optimal fixed structure was determined using ML estimation and a stepwise backwards and forwards search for the model with the lowest AIC (Venables and Ripley 2002). The final model was estimated using REML to generate unbiased estimates of the parameters. The final model for number of swordfish caught was determined first and this became the starting point for the development of a model based on weight of swordfish caught. The rationale for the inclusion of main effects and interactions was the same for both response variables and it remained for the forward and backwards selection process to decide which terms would be retained.

The year effects were represented by their population level estimates (not within area) and were extracted from the model by setting the continuous predictors to their median value and by setting the categorical variables to their most common value in the dataset (*Quarter = 3rd*, *Bait = fish* and *HookType = J* (not ringed)) (Maunder and Punt 2004). These choices also reflect the levels most likely associated with swordfish directed fishing over the entire time series. Year effects, standard errors and 95% confidence intervals were back transformed to the original scale (Jørgensen and Pedersen 1998) and, when appropriate, scaled by the median number of hooks for comparison with nominal catch rates.

## 5. Results and discussion

### 5.1 Catch characteristics

The Canadian pelagic longline swordfish fishery catches individuals with a mean lower jaw fork length (LJFL) of 181 cm ( **Figure 9**) and the size distribution of its catch has been historically skewed to the left (**Figure 10**). In 2011 the longline fishery saw an increase of larger fish (>180cm LJFL, **Figure 10**), with the annual mean exceeding the series mean for the first time since 2005 ( **Figure 9**). The strong year class of large fish continued to move through the 2012 fishing season (>210 cm), but was also supplemented by an influx of fish with a LJFL <150 cm (**Figure 10**). The high occurrence of both small and large fish resulted in an unusually flat-topped catch-size distribution for 2012 (**Figure 10**). In recent years, the weight of swordfish catch per set has been highest towards the end of the season (**Figure 11**).

### 5.2 Bait and hook effects

Bait is used as a targeting variable for the pelagic longline fishery. In general, fish bait is used when the target species is swordfish, while squid bait is used to target other tunas (**Figure 12**). From 1962 until 1990, pelagic fish was the predominant bait type used by the Canadian pelagic longline fishermen (**Figure 13**). Throughout the 1990s and the early 2000s, mixed bait and squid bait saw a steady increase in popularity, with squid becoming the predominant bait type in 2007 (**Figure 13**). More recently, the use of mixed bait has increased to rival the use of squid (**Figure 13**). As indicated above, there have been recent declines in herring and mackerel biomass which may affect the availability of these species for use as bait.

Following data recovery efforts and industry consultation, the Canadian pelagic longline fishery is thought to have used a combination of ringed and non-ringed J-hooks until the early 2000s (**Figure 14**). Detailed log information shows the use of circle hooks beginning in 2002, but the actual introduction of circle hooks may have occurred several years earlier. Following the introduction into the fishery, the use of circle hooks was encouraged and steadily increased until 2012, when their use became mandatory as part of the bycatch reduction initiative (**Figure 14**). The use of non-ringed J hooks appears to yield the highest proportion of swordfish, while the ringed J-hooks and the circle hooks yields a mixture of swordfish and tuna (**Figure 15**). It was noted by Industry that J hooks in general catch more swordfish through foul hooking and consequently hook type is not entirely indicative of the species targeted. The higher CPUE for swordfish when using J hooks is supported by the literature (Read 2007, Foster *et al.*, 2012, **Figure 16**).

The longline fishery has evolved in response to quota limitations and the implantation of individual quotas from strictly targeting swordfish, to targeting other tunas and reserving their swordfish quota for bycatch or for a swordfish directed portion of a trip. Industry representatives have indicated that some captains have been targeting swordfish towards the end of a trip. This change in behaviour makes the set-level detail for a trip increasingly more important for identifying the alternative modes of catching swordfish and may be called upon for sorting sets and then splitting trips into the respective modes prior to aggregation. We do wish to note that the data does not substantiate the claim that more swordfish are caught towards the end of a trip for the fleet in general. Vessels which catch more swordfish than tunas have a generally lower average weight of swordfish for the last two sets than for the preceding sets. Clearly there are potential area and seasonal considerations that must be taken into account when testing for the presence of these modes.

### 5.3 Indices

#### 5.3.1 Nominal age-specific CPUE (1999-2012)

The nominal age-specific CPUE for female swordfish has shown a general increase from 1999 to 2012 for all ages except the 9+ group. There was also a notable short-term increase in CPUE of female swordfish aged 2 and 3 from 2011 to 2012, while older females (ages 4 through 8) all showed a decline from 2011 to 2012 (**Figure 8**). Males constitute a smaller fraction of the population, so trends in their abundance are less evident by comparison. It was noted, however, that males ages 2 through 4, as well as the 9+ group, did show a net increase from 1999 to 2012. In comparison, male swordfish aged 5 through 8 remain consistently low (**Figure 8**).

Although the harpoon filter removed 79 sets between 2003 and 2012 (**Table 4**), the change had minimal effect on the nominal CPUE. Some of the data-recovery procedures applied to the data may have downplayed the impact of the harpoon filter, but future efforts to improve the accuracy of the set-level log data may minimize the need for data recovery assumptions and increase the impact of this filter. It was also noted that the harpoon filter could be expanded to include any sets where the total catch was only one swordfish (weight <537 kgs) with no other species, regardless of whether the effort amount exceeded 300 hooks. The same filter can be elevated to trip level and applied to pre-2002 data.

#### 5.3.2 Nominal age-aggregated CPUE (1963 – 2012)

The nominal CPUE (weight of swordfish per 1000 hooks) for the time series (1963 – 1970 and 1979 – 2012) was calculated as the annual average of the individual trip CPUEs for each year (**Figure 17**). The high catch rate in 1963 was validated with original paper log records, and thus continues to be included in this time series. The weight-based CPUE for the later series shows that the catch rate in 2010 surpassed the catch rates seen throughout the 1980s, though it was followed by a slight decrease in 2011 and 2012.

#### 5.3.3 Standardized age-aggregated CPUE (1963 – 2012)

A test of the marginal sum of squares for the fixed terms in the final model for both numbers and weight caught is given in **Table 5** and a summary of the estimates of the model coefficients for the fixed effects of the numbers model is provided in **Table 6**. **Table 7** and **Table 8** provide the predicted catch in each year when bait is *fish*; hook type is *J* (not ringed), quarter is *3rd* and the continuous variables are held at their median on the original scale for both the numbers and weight based models respectively. These catch estimates are expressed as a rate by dividing by median number of hooks (6,594) so that they can be compared with the nominal estimates on the same scale. The transformed CV and 95% CI for the standardized catch rate are also provided.

The estimated variation around the population intercept and slope in the numbers model was  $0.3892319^2$  and  $0.1343626^2$  respectively while the correlation between the random intercepts and slopes was -0.71. The residual variance was estimated as  $5.3393695^2$  and the estimate of  $\delta$  for the power of the covariate variance structure is -0.254863. Similar estimates for the weight based model were  $0.29435821^2$ ,  $0.03141687^2$ , -0.01,  $11.73938627^2$  and -0.3352946 respectively.

Scatter plots of the standardized residuals versus the fitted values from the final numbers based model conditioned on management periods (**Figure 18**) indicate that the residuals are centered on zero and seem to have similar variability across periods. The outcome was similar for the final weight based model. The periods differ with respect to the number of observations and seasonal coverage (**Figure 5**) and account for some of the visual differences. Normal plots of the standardized residuals from the fixed component of the final numbers based model conditioned on management period indicate that assumptions of normality were not violated (**Figure 19**) and fitted values are in fairly good agreement with the observed catches (**Figure 20**). The normal plots for the final weight based model indicated that the residuals had a slightly heavier left tail while the fitted values were in good agreement with the observed catches (not shown). Finally, normal residual plots for the random components of the final numbers based model were reasonably normal for both the intercept and slope (**Figure 21**) and this was true for the weight based model as well (not shown).

The trend in the standardized catch in numbers is given in **Figure 22** for the case where bait is *fish* (hook type *J* (not ringed), quarter *3<sup>rd</sup>*). Given that fish is the bait preferred by swordfish and that the use of squid has increased in recent times as fishermen target other species, there is an obvious divergence of the standardized index of abundance from the nominal series beginning around 2001 that corresponds with the change in bait. The effect of bait choice on the index is clearly shown in **Figure 23**. The predicted year effects for squid as bait are similar to the nominal values post 2001 when squid became more widely used but are below the nominal values when bait like mackerel and herring were the dominant bait choice.

The shift in bait choice corresponds with the introduction of individual quotas (ITQ) beginning in 2002 and is likely an expression of the fisherman's attempt to manage all his fishing options in a way that maximizes his profit. This includes managing options when swordfish are targeted. Catch rates for swordfish were generally higher in the 4<sup>th</sup> quarter than the 3<sup>rd</sup> which was higher than the 2<sup>nd</sup>, regardless of bait. Also beginning around 2002 is the increase in the use of circle hooks which have been shown to reduce the catch rate for swordfish (Read 2007, Foster *et al.*, 2012, **Figure 16**).

The abundance prior to the implementation of export restrictions on mercury contaminated fish in 1971 is lower than after it was lifted in 1979. The restrictions account for the lack of data between 1971 and 1978. The index declines estimated for 1990 to 1996 correspond with a period when the fishery was competitive and the TAC was being incrementally reduced (**Figure 1**, **Figure 5**). The net effect on the fishing was to have the seasons shorten incrementally as indicated in **Figure 5**. Also coincident with these events is a sharp decline in mackerel biomass, a principal prey of swordfish (**Figure 6**). The index responds positively in conjunction with both the introduction of an ITQ system and a partial recovery of mackerel biomass. However, the recovery began while mackerel abundance was low, the fishery was competitive and strict area and trip restrictions were being imposed. These apparent inconsistencies suggest that this period in the history of the fishery requires further study. Since the last assessment in 2009, the stock experienced an increase to 2010 and decline in 2011 which was arrested in 2012. However, the general trend since 1996 has been an increase in abundance to levels consistent with what was observed historically.

The trend in the standardized catch in weight closely resembles that for catch in numbers (**Figure 24**) and differences are only evident when the series are overlaid on each other as in **Figure 25**. This figure shows the relationship between the weight and numbers based nominal and standardized data. The scatterplots show that there is a strong linear relationship between the nominal estimates of catch as well as the standardized estimates of catch. The time series plots of the standardized catch indicate that there is good agreement between the weight and numbers based series from 1998 to 2011. Between 1993 and 1997 the weight based index shows the stock as being more abundant while from 1979 to 1992 the weight based index shows the stock as being less abundant. From 1962 to 1970 the indices either match or the weight based index is more optimistic. The discrepancies between the two indices maybe a function of shifts in stock structure in the areas being fished. Harvesting smaller fish may require more effort to maintain a given level of catch than larger fish, for example.

## 6. Conclusions and recommendations

1. Bait, hook and gear saturation effects (number of sharks and tuna) accounted for trends in the catch unrelated to changes in abundance. Catch rates were highest when using fish for bait and in the 4<sup>th</sup> quarter. Non-ringed J-hooks had the highest catch and trips while low numbers of sharks and tuna caught tended to have the highest swordfish catches. Because of the significant influence of these factors on catch and the changing bait and hook use over time, it is important to incorporate these factors in the catch standardization.
2. Standardized indices based on weight and numbers caught were generally in close agreement with discrepancies related to periods where there might be data issues that need to be resolved. There is also a possibility that catch rates based on weight are sensitive to size of the fish being caught and consequently the differences in the two series reflect shifts in the size composition of the catch.
3. The trend in the index between 1990 and 2000 is coincident with major changes in the management of the fishery and significant changes in the abundance of an important prey species that could impact the index. It is important to determine if the model properly accounts for these events and accurately reflects stock abundance in this period.
4. The period prior to mandatory logbook submissions require additional consideration to determine if the trends are sensitive to the nature of the voluntary reporting and omission of zero-catch trips.
5. The age and gender key is used to produce the nominal age and gender specific indices. This key needs to be updated because it is now more than 12 years old and may no longer reflect the stock composition by month, length and gender.
6. The dockside monitoring program that provides the individual size data used in the age and gender specific indices began collecting samples in 1999. Prior to this, individual records were obtained from the buyers. Given that the age and gender specific indices currently start in 1999 it is recommended that they be extended to 1988 if possible.

## Acknowledgements

We would like to thank industry representatives for their extensive help with data recovery and overall input. We would also like to thank Heath Stone for his help in confirming the early time series data.

## References

- Anon. 2010. Report of the 2009 Atlantic Swordfish Stock Assessment Session. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 1-123.
- Bigelow, H. B. and W. C. Schroeder. 1953. Fishes of the Gulf of Maine. U.S. Fish and Wildlife Service Fishery Bulletin vol 53.
- DFO. 2011. 2011 Assessment of 4VWX Herring. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Science Advisory Report 2011/046.
- DFO. 2012. Assessment of Atlantic Mackerel stock for the northwest Atlantic (subareas 3 and 4) in 2011. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Science Advisory Report 2012/031.
- Diggle, P., Heagerty, P., Kung-Yee Liang, and Scott Zeger 2002. Analysis of Longitudinal Data. Second Edition. Oxford University Press. ISBN: 9780199676750.
- Ehrhardt, N.M., Robbins, R.J. and Arocha, F. 1996. Age validation and growth of swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwestern Atlantic Ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45(2): 358-367.
- Foster, D. G., Epperly, S. P., Shah, A. K., and Watson, J. W. 2012. Evaluation of hook and bait type on the catch rates in the western North Atlantic Ocean pelagic longline fishery. Bulletin of Marine Science. 88(3)529-545.
- Hanke, A.R., Andrushchenko, I. and Neilson, J. D. 2012. Sex- and age-specific CPUE from the Canadian swordfish longline fishery, 2002-2011. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(4): 1618-1629.



- Jørgensen, E. and Pedersen A.R. (1998). How to obtain those nasty standard errors from transformed data - and why they should not be used. Biometry Research Unit - Internal report 7. Danish Institute of Agricultural Sciences. pp 20.
- Maunder, M.N., and Punt, A.E. 2004. Standardizing catch and effort data: A review of recent approaches. Fisheries Research 70(2-3):141-159.
- Ortiz, M., Restrepo, V. and Turner, S.C. 2000. North Atlantic swordfish sex-ratios at size keys: analysis and development. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 51(5): 1480-1508.
- Paul, S.D. and Neilson, J.D. 2010a. Updated sex- and age-specific CPUE from the Canadian swordfish longline fishery, 1988-2008. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 208-228.
- Paul, S.D. and Neilson, J.D. 2010b. An Exploration of targeting variables in the Canadian swordfish longline fishery. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 124-134.
- Paul, S.D. and Neilson, J.D. 2007. Updated sex- and age-specific CPUE from the Canadian swordfish longline fishery, 1988-2005. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(6): 1914-1942.
- Pinheiro, Jose, Douglas Bates, Saikat DebRoy, Deepayan Sarkar and the R Development Core Team (2013). nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models. R package version 3.1-108.
- Pinheiro, J. C. and D. M. Bates 2000. Mixed-Effects Models in S and S-PLUS. Springer. ISBN 0-387-98957-9.
- Read, A. J. 2007. Do circle hooks reduce the mortality of sea turtles in pelagic longlines? A review of recent experiments. Biological conservation 135: 155-169.
- Scott, W. B. and S. N. Tibbo. 1968. Food and feeding habits of Swordfish, *Xiphias gladius*, in the Western North Atlantic. J. Fish. Res. Bd. Canada. 25(5):903-919.
- Stillwell, C. E. and N. E. Kohler. 1985. Food and feeding ecology of the swordfish *Xiphias gladius* in the western North Atlantic Ocean with estimates of daily ration. Mar. Eco. Prog. Ser. Vol 22:239-247.
- Tibbo, S. N. and L. R. Day and W. F. Doucet. 1961. The swordfish (*Xiphias gladius* L.), its life history and economic importance in the northwest Atlantic. Bull. Fish. Res. Bd can., no 130.
- Turner, S. 1987. Length to weight and weight to length conversions for swordfish in the western North Atlantic and Gulf of Mexico. Document No. 86/11 presented at the 1986 NMFS/SEFC Swordfish Assessment Workshop.
- Venables, W. N. & Ripley, B. D. (2002) Modern Applied Statistics with S. Fourth Edition. Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0
- Worcester, T. and M. Parker. 2010. Ecosystem Status and Trends Report for the Gulf of Maine and Scotian Shelf. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2010/070.
- Zuur, A., Ieno, E.N., Walker, N., Saveliev, A.A. and Smith, G.M. 2009. Mixed Effects Models and Extensions in Ecology with R. Springer. ISBN 978-0-387-87458-6.

**Table 1.** Change in the number of available trips with set information from 2003 to 2008 before (original) and after (updated) data recovery efforts.

Year	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Original	217	191	229	239	253	200	153	-
Updated	217	198	239	239	258	210	165	153
Net	0	+7	+10	0	+5	+10	+12	-

**Table 2.** Hook type, size and main species caught by the Canadian pelagic longline fleet (Per. Comm. Industry Representatives).

Hook Size	Hook Type	Main species caught
3.3, 3.4, 3.6, 3.8, 4.2, 5.5, 7 <sup>5</sup> ,8	Japanese Ringed Tuna Hook	Other Tuna
9/0, 10/0, 11/0, 12/0	J- Hook (Not ringed)	Swordfish
16/0, 18/0	Circle Hook (Big)	Swordfish and other tunas
13/0, 14/0, 15/0	Circle Hook (Small)	Mahi-Mahi and small tunas

**Table 3.** Catch and effort data available for the age-aggregated Canadian biomass index. 1962 has been excluded from the index due to the low number of trips.

Year	Number of Trips	Number of Sets	Number of Fish	Weight (MT round)	N Hooks (millions)	Nominal CPUE (kgs/1000 hooks; set-based)	Nominal CPUE (kgs/1000 hooks; trip-based)
1962	11	96	814	113	0.04	2,730	2,692
1963	95	618	14,527	1,574	0.46	3,423	3,534
1964	256	2,106	24,064	2,298	1.90	1,209	1,249
1965	197	1,895	21,474	1,729	2.27	761	773
1966	202	1,885	21,474	1,669	2.14	779	751
1967	212	1,950	35,093	2,347	2.47	952	971
1968	292	2,757	38,362	2,362	3.64	648	661
1969	273	2,523	37,549	2,194	3.50	627	609
1970	189	1,801	38,219	2,023	2.68	756	730
1979	39	315	5,031	399	0.35	1,136	1,257
1980	75	583	9,717	806	0.69	1,163	1,125
1981	36	283	5,527	375	0.37	1,001	905
1982	34	264	3,501	255	0.31	811	799
1983	30	270	3,551	218	0.36	603	726
1984	33	274	3,048	165	0.38	437	444
1985	34	253	3,477	204	0.32	627	622
1986	30	189	3,444	205	0.24	838	1,082
1987	35	252	3,531	163	0.32	508	564
1988	36	268	3,600	183	0.32	576	532
1989	44	352	4,084	224	0.39	570	568
1990	45	376	5,603	348	0.35	988	914
1991	117	1,077	9,189	588	1.03	571	638
1992	117	1,019	9,801	595	0.94	632	626
1993	218	1,986	16,668	995	1.96	507	499
1994	427	3,855	24,601	1,584	3.73	425	408
1995	405	3,252	19,168	1,320	3.11	424	443
1996	330	2,639	9,139	629	2.45	257	260
1997	272	2,571	13,749	947	2.41	393	378
1998	210	1,732	13,340	821	1.62	506	542
1999	202	1,671	19,438	1,156	1.64	706	677

<sup>5</sup>Size 7 and 8 hooks have been included in the ringed category even though they are not ringed.

2000	187	1,814	17,263	851	1.97	431	501
2001	234	1,926	12,977	969	1.67	579	768
2002	217	1,350	12,651	915	1.41	649	898
2003	198	1,396	9,140	1,048	1.40	750	806
2004	239	1,475	14,197	1,048	1.49	704	716
2005	239	1,527	18,491	1,271	1.45	879	887
2006	258	1,539	15,437	1,168	1.42	821	820
2007	210	1,364	12,865	967	1.20	808	707
2008	165	1,099	13,351	988	0.98	1,005	972
2009	153	1,031	12,282	924	0.85	1,088	1,283
2010	178	972	13,206	1,037	0.83	1,254	1,360
2011	180	1,253	13,919	1,206	1.06	1,133	1,190
2012	188	1,299	15,953	1,277	1.13	1,126	1,057

**Table 4.** Change in set-level information for 2003 – 2012 before and after applying a gear filter that excludes suspected harpoon records.

Year	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
No Filter	1,350	1,396	1,475	1,527	1,539	1,364	1,099	1,031	972	1,253	1,299
With Filter	1,350	1,380	1,469	1,524	1,535	1,351	1,092	1,031	963	1,234	1,297
Net	0	-16	-6	-3	-4	-13	-7	0	-9	-19	-2

**Table 5.** Marginal sum of squares for each term in the final model (numbers and weight caught) with degrees of freedom for the numerator, denominator and F-values and p-values for a Wald test. These test the effect of adding a term with all other terms already in the model.

Terms: Numbers model	numDF	denDF	F-value	p-value
(Intercept)	1	7001	7.1322	0.0076
LNhook	1	7001	333.6361	<.0001
YEAR	42	7001	6.4874	<.0001
log(N_SETS)	1	7001	3.0988	0.0784
BAIT	2	7001	23.2125	<.0001
HOOK_SIZE	4	7001	8.084	<.0001
Qtr	2	7001	3.4499	0.0318
NSharkTuna	1	7001	5.8878	0.0153
YEAR:log(N_SETS)	42	7001	4.0601	<.0001
BAIT:HOOK_SIZE	8	7001	9.4648	<.0001
BAIT:Qtr	4	7001	6.6499	<.0001
HOOK_SIZE:Qtr	8	7001	6.9403	<.0001
log(N_SETS):NSharkTuna	1	7001	3.9119	0.048
log(N_SETS):Qtr	2	7001	10.0647	<.0001
Qtr:NSharkTuna	2	7001	6.6752	0.0013
Terms: Weight model	numDF	denDF	F-value	p-value
(Intercept)	1	7001	0.48636	0.4856
LNhook	1	7001	224.3266	<.0001

YEAR	42	7001	7.67704	<.0001
log(N_SETS)	1	7001	3.26628	0.0708
BAIT	2	7001	44.42235	<.0001
HOOK_SIZE	4	7001	7.82615	<.0001
Qtr	2	7001	11.54988	<.0001
NSharkTuna	1	7001	14.99286	0.0001
YEAR:log(N_SETS)	42	7001	5.76482	<.0001
BAIT:HOOK_SIZEg	8	7001	8.01305	<.0001
BAIT:Qtradj	4	7001	12.21417	<.0001
HOOK_SIZE:Qtr	8	7001	3.65945	0.0003
log(N_SETS):NSharkTuna	1	7001	13.40202	0.0003
log(N_SETS):Qtr	2	7001	7.16219	0.0008
Qtr: NSharkTuna	2	7001	13.35417	<.0001

**Table 6.** A summary of the model coefficients for the different fixed effects for the numbers caught model. ‘Value’, ‘Std. Error’, ‘DF’, ‘t-value’, and ‘p-value’ represent respectively the fixed effects estimates, their approximate standard errors, the denominator degrees of freedom, the ratios between the estimates and their standard errors, and the associated p-value from a t distribution.

Terms: Numbers model	Value	Std.Error	DF	t-value	p-value
(Intercept)	-3.43	1.29	7001	-2.67	0.01
LNhook	0.55	0.03	7001	18.27	0.00
YEAR1963	2.05	1.30	7001	1.57	0.12
YEAR1964	0.76	1.28	7001	0.59	0.55
YEAR1965	0.65	1.30	7001	0.50	0.62
YEAR1966	0.45	1.29	7001	0.35	0.73
YEAR1967	1.17	1.30	7001	0.90	0.37
YEAR1968	1.03	1.29	7001	0.80	0.42
YEAR1969	0.45	1.29	7001	0.35	0.73
YEAR1970	1.55	1.31	7001	1.19	0.23
YEAR1979	2.68	1.38	7001	1.95	0.05
YEAR1980	0.78	1.32	7001	0.60	0.55
YEAR1981	0.18	1.34	7001	0.13	0.89
YEAR1982	1.16	1.36	7001	0.85	0.40
YEAR1983	1.11	1.41	7001	0.79	0.43
YEAR1984	1.27	1.41	7001	0.91	0.36
YEAR1985	0.88	1.34	7001	0.65	0.51
YEAR1986	2.31	1.33	7001	1.73	0.08
YEAR1987	1.95	1.33	7001	1.47	0.14
YEAR1988	1.00	1.35	7001	0.75	0.46
YEAR1989	0.68	1.32	7001	0.51	0.61
YEAR1990	0.62	1.34	7001	0.46	0.64
YEAR1991	1.38	1.29	7001	1.07	0.28
YEAR1992	1.71	1.30	7001	1.31	0.19
YEAR1993	0.64	1.28	7001	0.50	0.62

YEAR1994	-0.22	1.27	7001	-0.17	0.86
YEAR1995	0.33	1.27	7001	0.26	0.80
YEAR1996	-0.33	1.27	7001	-0.26	0.80
YEAR1997	-0.49	1.28	7001	-0.38	0.70
YEAR1998	0.78	1.28	7001	0.61	0.54
YEAR1999	0.75	1.28	7001	0.59	0.56
YEAR2000	1.16	1.28	7001	0.91	0.36
YEAR2001	0.47	1.28	7001	0.37	0.71
YEAR2002	1.09	1.28	7001	0.85	0.39
YEAR2003	0.74	1.28	7001	0.58	0.56
YEAR2004	0.50	1.27	7001	0.40	0.69
YEAR2005	0.73	1.27	7001	0.57	0.57
YEAR2006	0.72	1.27	7001	0.57	0.57
YEAR2007	0.48	1.28	7001	0.37	0.71
YEAR2008	0.72	1.28	7001	0.56	0.58
YEAR2009	0.87	1.28	7001	0.68	0.50
YEAR2010	0.95	1.28	7001	0.75	0.46
YEAR2011	0.99	1.28	7001	0.78	0.44
YEAR2012	0.57	1.28	7001	0.45	0.65
log(N_SETS)	1.01	0.58	7001	1.76	0.08
BAITMix	0.22	0.12	7001	1.88	0.06
BAITFish	0.61	0.09	7001	6.60	0.00
HOOK_SIZEBigC	-0.21	0.10	7001	-2.06	0.04
HOOK_SIZEJapJ	0.07	0.08	7001	0.84	0.40
HOOK_SIZEJapJ2	-0.33	0.10	7001	-3.24	0.00
HOOK_SIZESmallC	-0.41	0.25	7001	-1.67	0.10
Qtr3	0.32	0.13	7001	2.52	0.01
Qtr4	0.36	0.16	7001	2.25	0.02
NSharkTuna	-0.07	0.03	7001	-2.43	0.02
YEAR1963:log(N_SETS)	-0.59	0.59	7001	-1.00	0.32
YEAR1964:log(N_SETS)	-0.31	0.58	7001	-0.53	0.60
YEAR1965:log(N_SETS)	-0.34	0.59	7001	-0.58	0.56
YEAR1966:log(N_SETS)	-0.24	0.58	7001	-0.41	0.68
YEAR1967:log(N_SETS)	-0.43	0.58	7001	-0.73	0.47
YEAR1968:log(N_SETS)	-0.45	0.58	7001	-0.78	0.44
YEAR1969:log(N_SETS)	-0.21	0.58	7001	-0.37	0.71
YEAR1970:log(N_SETS)	-0.57	0.59	7001	-0.97	0.33
YEAR1979:log(N_SETS)	-1.02	0.62	7001	-1.64	0.10
YEAR1980:log(N_SETS)	-0.14	0.60	7001	-0.23	0.82
YEAR1981:log(N_SETS)	0.15	0.61	7001	0.24	0.81
YEAR1982:log(N_SETS)	-0.42	0.62	7001	-0.67	0.50
YEAR1983:log(N_SETS)	-0.45	0.63	7001	-0.71	0.48

YEAR1984:log(N_SETS)	-0.60	0.64	7001	-0.94	0.35
YEAR1985:log(N_SETS)	-0.29	0.61	7001	-0.47	0.64
YEAR1986:log(N_SETS)	-0.91	0.61	7001	-1.49	0.14
YEAR1987:log(N_SETS)	-0.84	0.60	7001	-1.39	0.16
YEAR1988:log(N_SETS)	-0.38	0.61	7001	-0.62	0.53
YEAR1989:log(N_SETS)	-0.31	0.60	7001	-0.52	0.60
YEAR1990:log(N_SETS)	-0.06	0.61	7001	-0.10	0.92
YEAR1991:log(N_SETS)	-0.63	0.58	7001	-1.08	0.28
YEAR1992:log(N_SETS)	-0.70	0.59	7001	-1.19	0.24
YEAR1993:log(N_SETS)	-0.31	0.58	7001	-0.53	0.59
YEAR1994:log(N_SETS)	-0.10	0.57	7001	-0.17	0.86
YEAR1995:log(N_SETS)	-0.30	0.57	7001	-0.53	0.60
YEAR1996:log(N_SETS)	-0.26	0.57	7001	-0.46	0.65
YEAR1997:log(N_SETS)	0.02	0.58	7001	0.03	0.97
YEAR1998:log(N_SETS)	-0.36	0.58	7001	-0.62	0.53
YEAR1999:log(N_SETS)	-0.24	0.58	7001	-0.41	0.68
YEAR2000:log(N_SETS)	-0.49	0.58	7001	-0.84	0.40
YEAR2001:log(N_SETS)	-0.27	0.58	7001	-0.48	0.63
YEAR2002:log(N_SETS)	-0.45	0.58	7001	-0.78	0.44
YEAR2003:log(N_SETS)	-0.17	0.58	7001	-0.29	0.77
YEAR2004:log(N_SETS)	-0.04	0.58	7001	-0.07	0.95
YEAR2005:log(N_SETS)	-0.07	0.58	7001	-0.12	0.90
YEAR2006:log(N_SETS)	-0.09	0.58	7001	-0.16	0.87
YEAR2007:log(N_SETS)	0.04	0.58	7001	0.07	0.94
YEAR2008:log(N_SETS)	0.05	0.58	7001	0.09	0.93
YEAR2009:log(N_SETS)	-0.07	0.58	7001	-0.12	0.91
YEAR2010:log(N_SETS)	-0.03	0.58	7001	-0.05	0.96
YEAR2011:log(N_SETS)	-0.16	0.58	7001	-0.28	0.78
YEAR2012:log(N_SETS)	0.05	0.58	7001	0.09	0.93
BAITMix:HOOK_SIZEBigC	0.19	0.11	7001	1.76	0.08
BAITFish:HOOK_SIZEBigC	0.17	0.08	7001	2.04	0.04
BAITMix:HOOK_SIZEJapJ	-0.24	0.10	7001	-2.34	0.02
BAITFish:HOOK_SIZEJapJ	-0.22	0.08	7001	-2.87	0.00
BAITMix:HOOK_SIZEJapJ2	0.01	0.11	7001	0.07	0.94
BAITFish:HOOK_SIZEJapJ2	0.03	0.09	7001	0.37	0.71
BAITMix:HOOK_SIZESmallC	-0.12	0.28	7001	-0.43	0.67
BAITFish:HOOK_SIZESmallC	0.14	0.27	7001	0.52	0.60
BAITMix:Qtr3	0.26	0.07	7001	3.61	0.00
BAITFish:Qtr3	-0.03	0.07	7001	-0.37	0.71
BAITMix:Qtr4	0.05	0.11	7001	0.46	0.64
BAITFish:Qtr4	-0.24	0.10	7001	-2.40	0.02
HOOK_SIZEBigC:Qtr3	0.17	0.09	7001	1.79	0.07

HOOK_SIZEJapJ:Qtr3	0.31	0.05	7001	5.74	0.00
HOOK_SIZEJapJ2:Qtr3	0.40	0.09	7001	4.75	0.00
HOOK_SIZESmallC:Qtr3	0.50	0.28	7001	1.74	0.08
HOOK_SIZEBigC:Qtr4	-0.16	0.11	7001	-1.39	0.16
HOOK_SIZEJapJ:Qtr4	0.15	0.06	7001	2.38	0.02
HOOK_SIZEJapJ2:Qtr4	0.17	0.11	7001	1.51	0.13
HOOK_SIZESmallC:Qtr4	0.05	0.40	7001	0.14	0.89
log(N_SETS):NSharkTuna	0.02	0.01	7001	1.98	0.05
log(N_SETS):Qtr3	-0.10	0.05	7001	-1.87	0.06
log(N_SETS):Qtr4	0.06	0.06	7001	1.02	0.31
Qtr3:NSharkTuna	-0.05	0.02	7001	-2.97	0.00
Qtr4:NSharkTuna	-0.02	0.02	7001	-0.76	0.45

**Table 7.** Nominal catch rates (total number caught/total hooks), standardized numbers caught (relative to the median number of hooks) and the coefficient of variation and 95% CI for the standardized catch of north Atlantic swordfish caught in the Canadian pelagic longline fishery.

Year	Nominal	Standard	CV	Low	High
1962	0.02	0.01	22.95	0.007	0.016
1963	0.031	0.023	10.15	0.019	0.028
1964	0.012	0.012	8.45	0.01	0.014
1965	0.009	0.01	8.8	0.008	0.011
1966	0.01	0.01	8.34	0.008	0.012
1967	0.014	0.014	8.32	0.011	0.016
1968	0.011	0.011	8.09	0.01	0.013
1969	0.011	0.01	8.17	0.009	0.012
1970	0.014	0.015	8.67	0.012	0.017
1979	0.014	0.018	11.17	0.014	0.022
1980	0.014	0.017	9.49	0.014	0.02
1981	0.015	0.017	11.31	0.013	0.021
1982	0.011	0.014	11.74	0.011	0.017
1983	0.01	0.012	12.26	0.01	0.015
1984	0.008	0.011	11.52	0.008	0.013
1985	0.011	0.014	11.69	0.011	0.017
1986	0.014	0.016	13.26	0.012	0.02
1987	0.011	0.013	11.75	0.01	0.016
1988	0.011	0.013	11.59	0.01	0.016
1989	0.01	0.011	10.94	0.009	0.013
1990	0.016	0.017	10.91	0.013	0.021
1991	0.009	0.011	8.92	0.009	0.013
1992	0.01	0.013	8.92	0.011	0.016
1993	0.008	0.01	8.13	0.009	0.012
1994	0.007	0.007	7.69	0.006	0.008
1995	0.006	0.008	7.77	0.006	0.009
1996	0.004	0.004	7.85	0.004	0.005
1997	0.006	0.007	8.09	0.006	0.008
1998	0.008	0.011	8.21	0.009	0.012
1999	0.012	0.013	8.22	0.011	0.016
2000	0.009	0.012	8.53	0.01	0.014

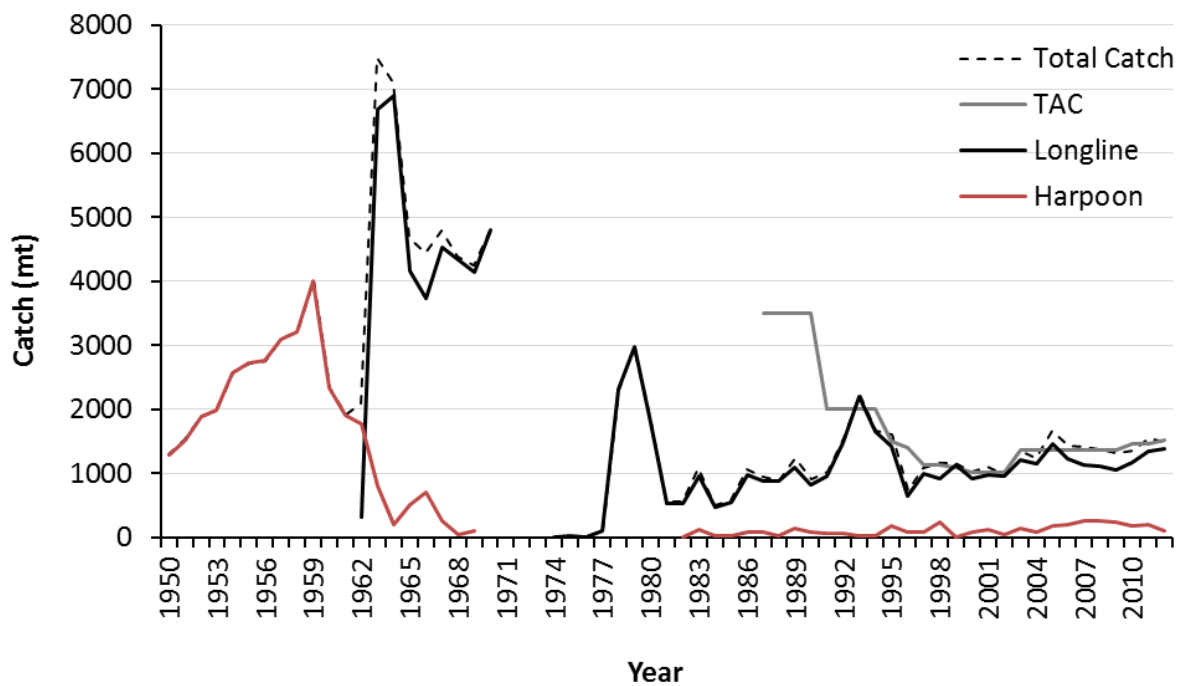
2001	0.008	0.009	8.13	0.008	0.011
2002	0.009	0.012	8.5	0.01	0.014
2003	0.011	0.015	8.73	0.013	0.018
2004	0.01	0.016	8.51	0.013	0.018
2005	0.013	0.018	8.6	0.015	0.022
2006	0.011	0.017	8.54	0.015	0.02
2007	0.011	0.018	8.76	0.015	0.021
2008	0.014	0.023	9.11	0.019	0.028
2009	0.014	0.021	9.18	0.018	0.025
2010	0.016	0.025	9.51	0.021	0.03
2011	0.013	0.02	8.92	0.016	0.023
2012	0.014	0.02	9.1	0.017	0.024

**Table 8.** Nominal catch rates (total weight caught/total hooks), standardized weight caught (relative to the median number of hooks) and the coefficient of variation and 95% CI for the standardized catch of north Atlantic swordfish caught in the Canadian pelagic longline fishery.

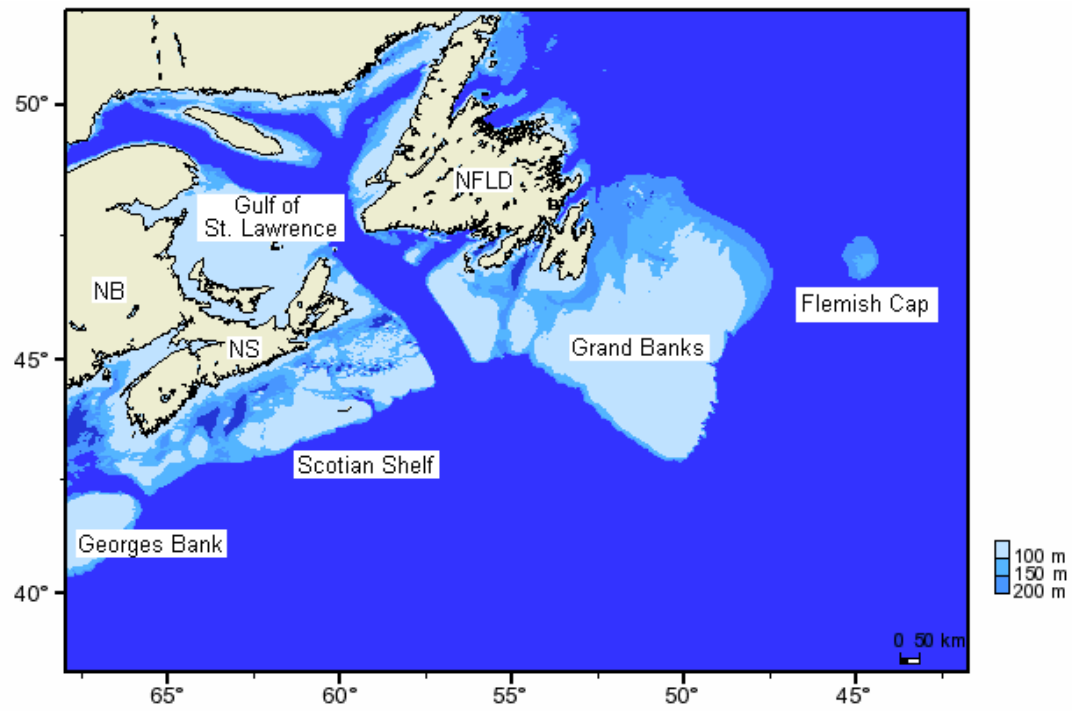
Year	Nominal	Standard	CV	Low	High
1962	2.73	1.147	26.18	0.67	1.838
1963	3.288	2.322	10.8	1.87	2.852
1964	1.173	1.08	8.93	0.903	1.281
1965	0.754	0.788	9.35	0.653	0.942
1966	0.781	0.727	8.87	0.609	0.862
1967	0.946	0.882	8.82	0.739	1.044
1968	0.647	0.725	8.59	0.611	0.855
1969	0.628	0.633	8.65	0.533	0.747
1970	0.761	0.778	9.16	0.647	0.926
1979	1.136	1.407	11.8	1.11	1.759
1980	1.163	1.345	9.99	1.101	1.627
1981	1.001	1.104	11.86	0.87	1.382
1982	0.811	0.977	12.37	0.761	1.234
1983	0.603	0.757	13.05	0.582	0.968
1984	0.437	0.565	12.08	0.443	0.71
1985	0.627	0.83	12.2	0.649	1.045
1986	0.838	0.95	13.8	0.719	1.232
1987	0.508	0.617	12.26	0.482	0.778
1988	0.576	0.647	12.14	0.507	0.815
1989	0.57	0.587	11.61	0.465	0.732
1990	0.988	0.985	11.6	0.78	1.228
1991	0.571	0.724	9.52	0.599	0.869
1992	0.632	0.861	9.5	0.712	1.032
1993	0.507	0.62	8.64	0.521	0.731
1994	0.425	0.415	8.16	0.353	0.485
1995	0.424	0.489	8.23	0.415	0.573
1996	0.257	0.278	8.32	0.235	0.326
1997	0.393	0.446	8.61	0.375	0.525
1998	0.506	0.681	8.71	0.572	0.804
1999	0.706	0.805	8.73	0.676	0.951
2000	0.431	0.735	9.06	0.613	0.874
2001	0.579	0.677	8.64	0.569	0.798
2002	0.649	0.865	8.98	0.723	1.027



2003	0.754	1.099	9.21	0.914	1.311
2004	0.704	1.194	8.99	0.997	1.418
2005	0.879	1.338	9.1	1.115	1.592
2006	0.822	1.337	9.04	1.115	1.588
2007	0.81	1.404	9.29	1.166	1.676
2008	1.005	1.911	9.66	1.575	2.297
2009	1.088	1.777	9.75	1.462	2.14
2010	1.255	2.132	10.12	1.74	2.585
2011	1.134	1.81	9.46	1.498	2.168
2012	1.125	1.768	9.66	1.457	2.126



**Figure 1.** Total annual historic landings (metric tonnes) of North Atlantic swordfish caught in Canadian waters by longline (solid black) and all gears (harpoon and longline; dashed black). Grey line represents total TAC allocated to Canada by ICCAT and includes transfers from other countries (US, Senegal, Chinese Taipei and Japan). TAC excludes annual over or underage adjustments, but does account for dead discard estimates in all years except 2012.

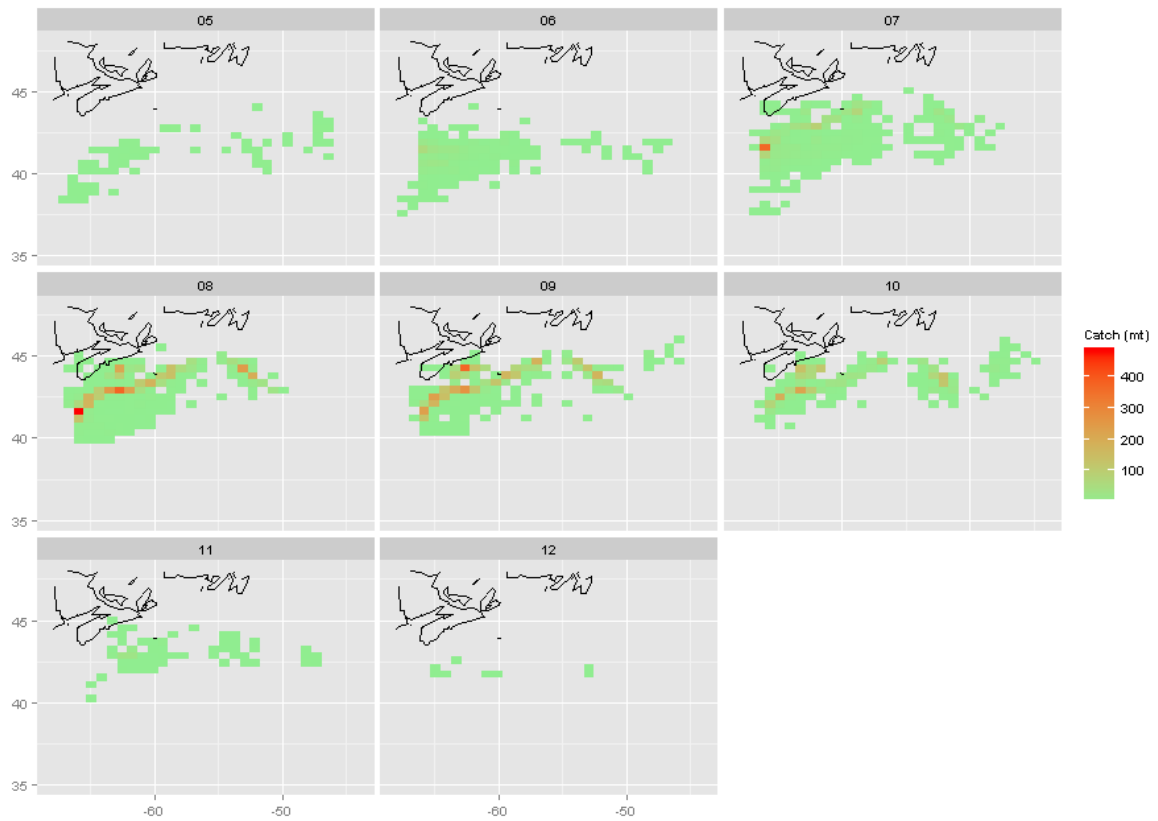


DFO Science Virtual Data Centre Sep 20 2012

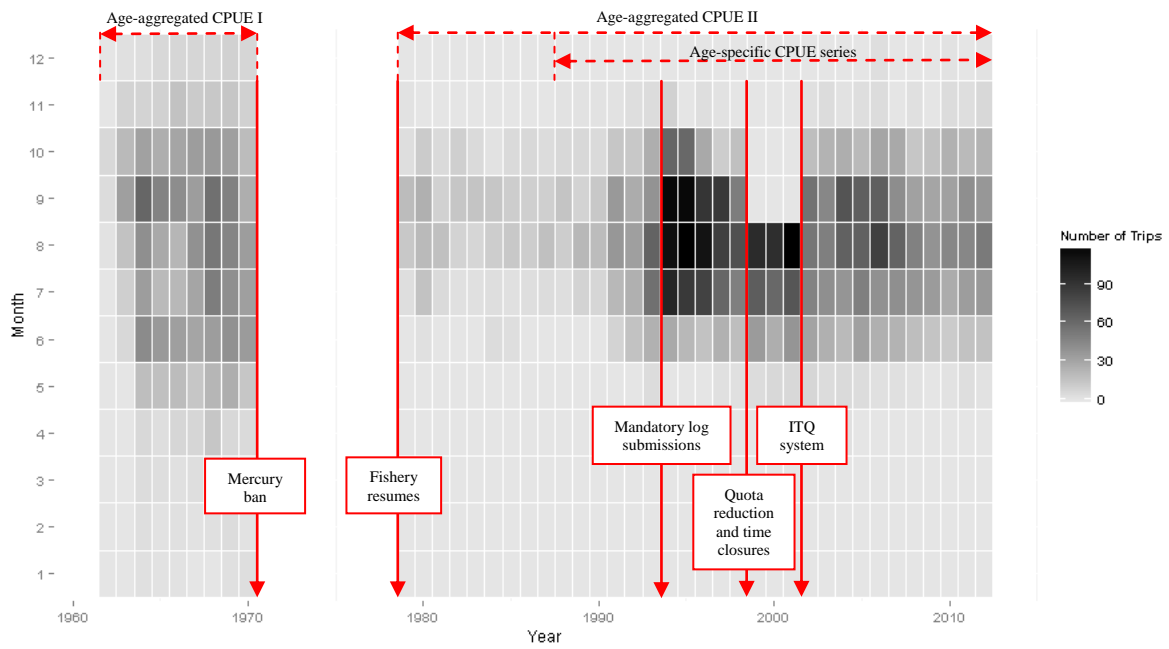
**Figure 2.** Geographic locations off the Canadian Atlantic coast spanning the longline swordfish fishery.



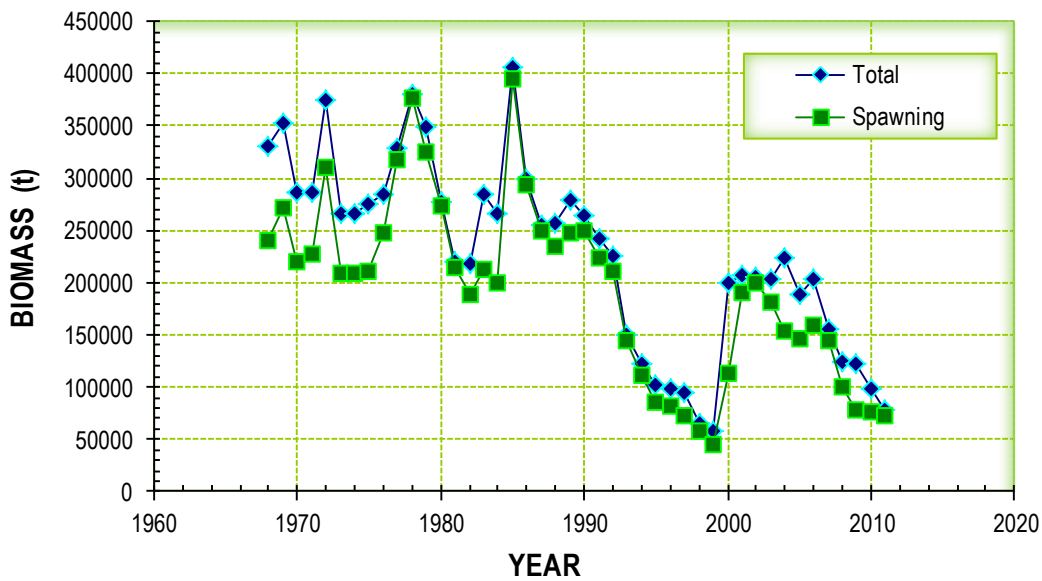
**Figure 3.** Recent annual distribution of the Canadian pelagic longline fishery between 2002 and 2012. Colors represent aggregated catch (metric tonnes) for a given square.



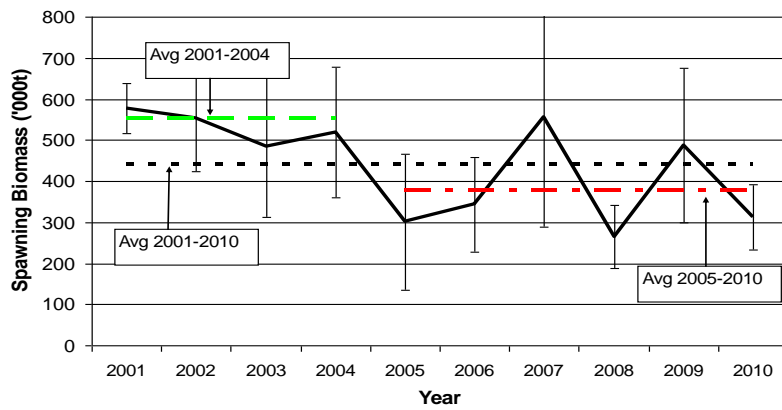
**Figure 4.** Monthly distribution of Canadian pelagic longline fishery catches between 2002 and 2012. Colors represent aggregated catch (metric tonnes) for a given square.



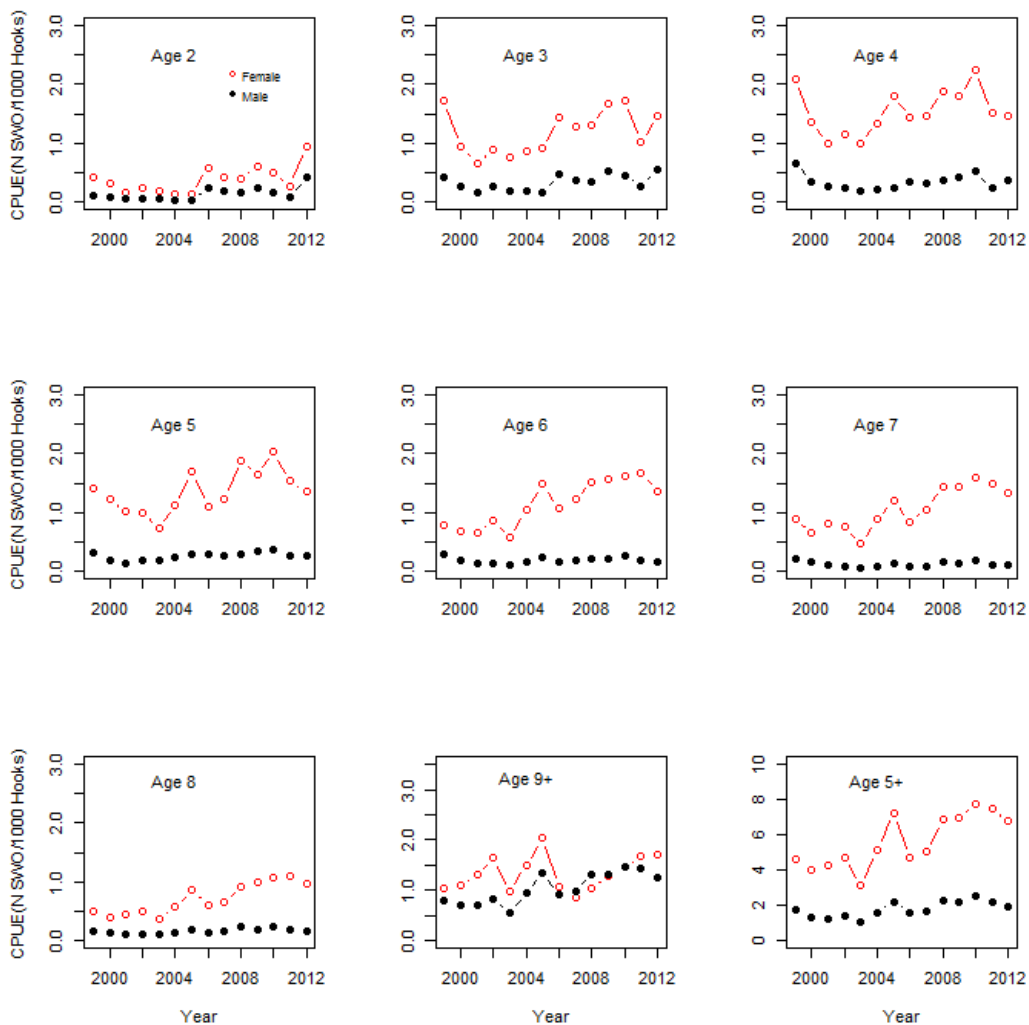
**Figure 5.** Number of reported trips made in a given month by the Canadian pelagic longline fishery between 1962 and 2012. Solid lines identify years in which changes in fishing opportunity and introduction of management actions occurred. Dotted lines indicate span of current ASPIC and VPA series.



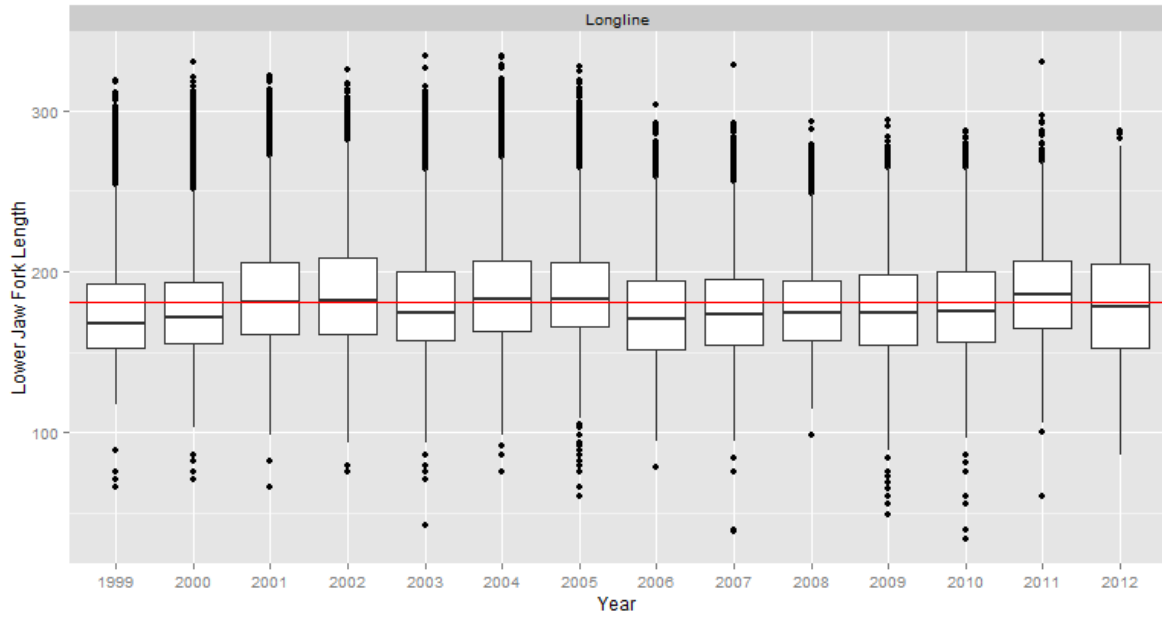
**Figure 6.** Total and spawning Atlantic mackerel biomasses (t) in NAFO subareas 3 and 4 for the 1968-2011 period (DFO 2012).



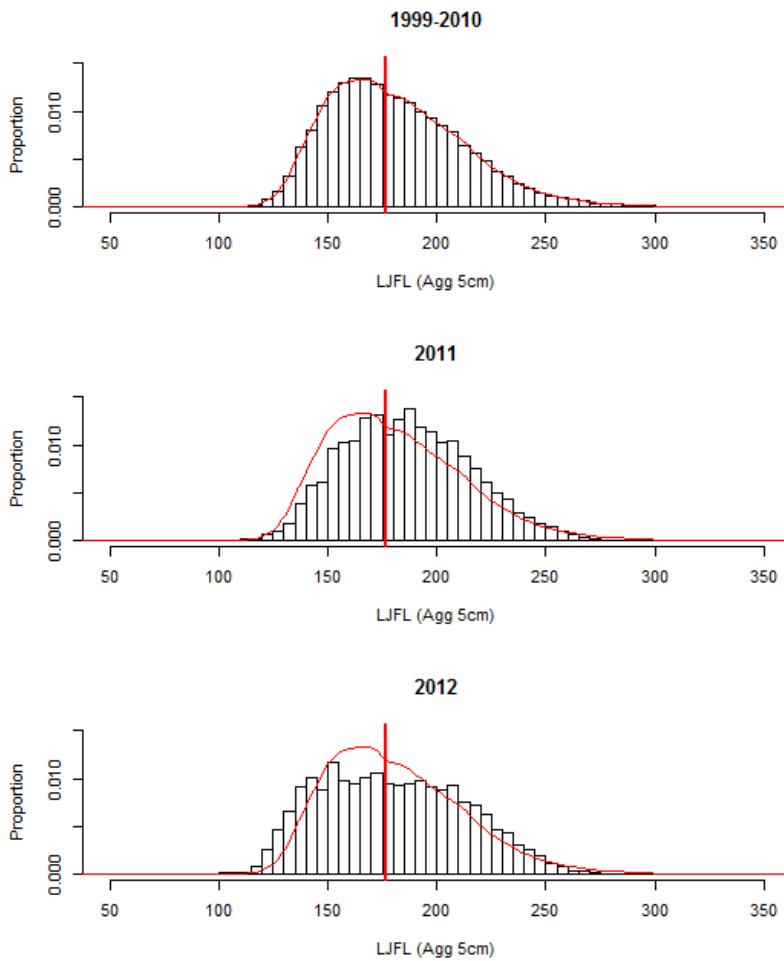
**Figure 7. Spawning Stock Biomass (SSB) index from acoustic surveys for the overall southwestern Scotia/Bay of Fundy spawning component of herring (DFO 2011).**



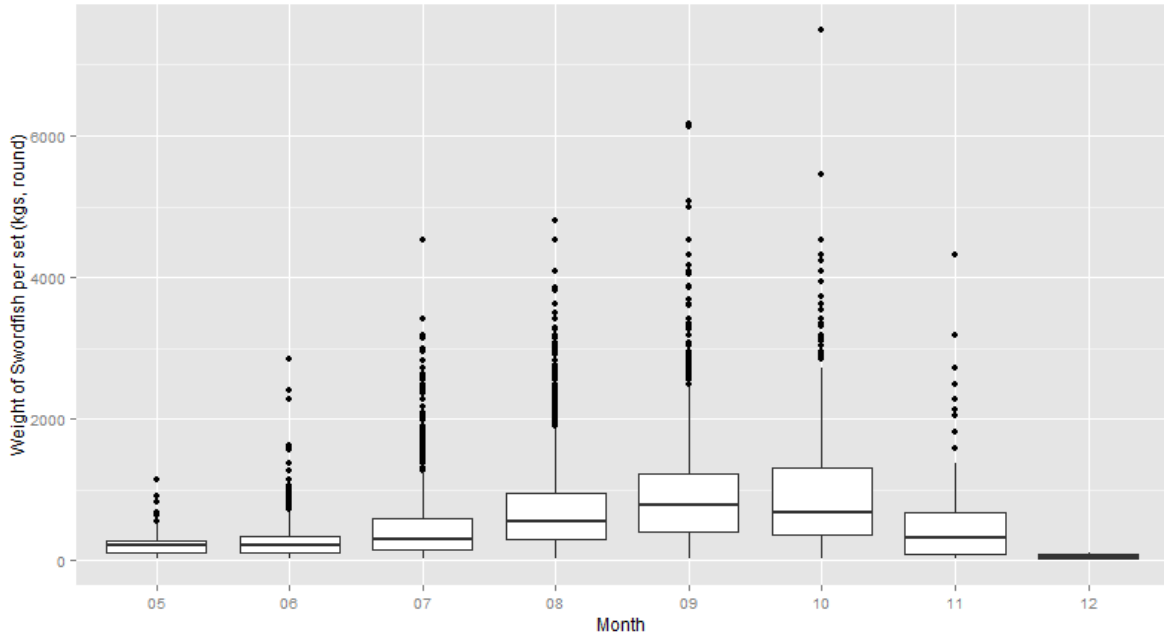
**Figure 8. Sex- and age-specific nominal CPUE for swordfish (number of fish per 1000 hooks) for ages 2 – 9+ and 5+ from the Canadian pelagic longline fishery, 1999 – 2012. Red, hollow circles represent females, while black, filled circles represent males for each age group.**



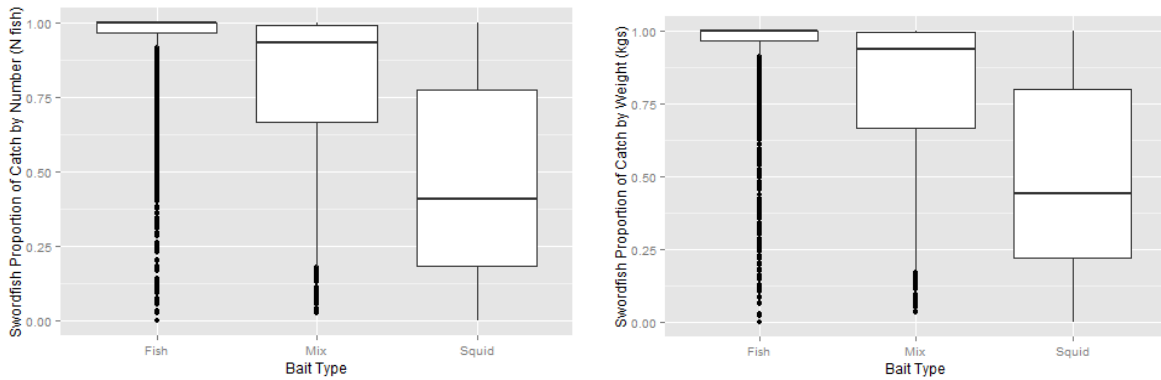
**Figure 9.** Annual boxplot of Lower Jaw Fork Length (cm) of swordfish caught by longline in Canadian waters between 1999 and 2012. Red line indicates mean LJFL (181 cm).



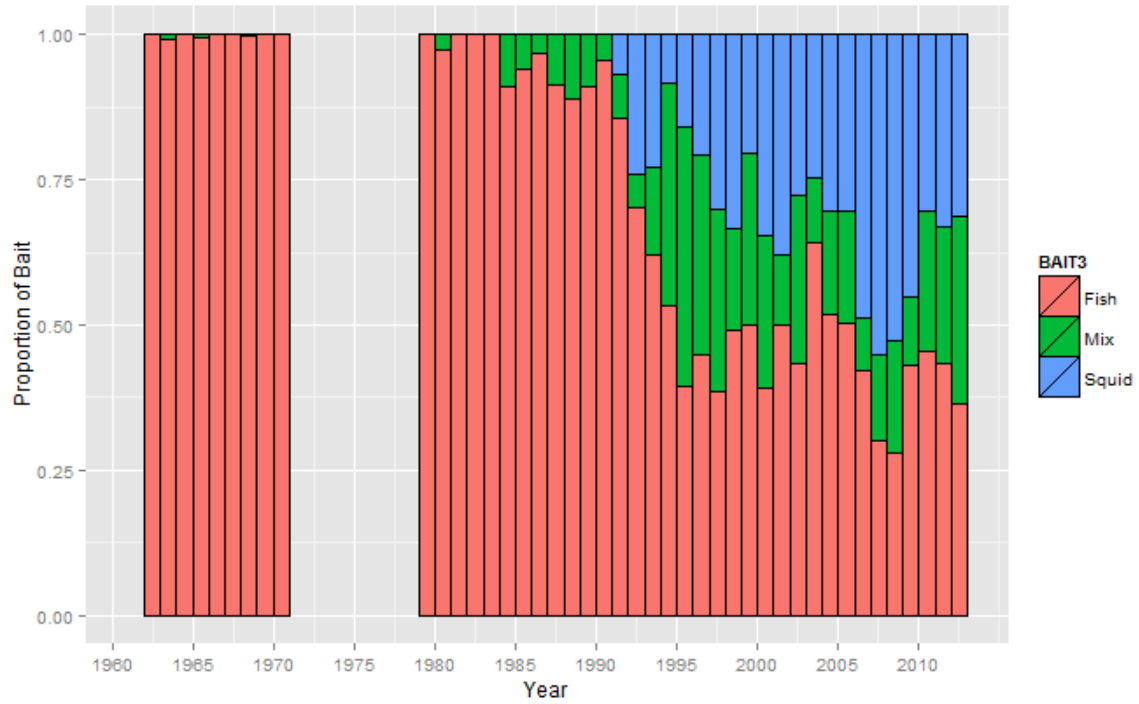
**Figure 10.** Catch at size distribution of swordfish caught by the pelagic longline fleet in Canadian waters between 1999 and 2012. Red curve shows the smoothed combined distribution of the catch from 1999 to 2012 and vertical red line indicates series mean, for reference.



**Figure 11.** Weight of swordfish (kg) caught per set by the Canadian pelagic longline fleet from 2002 until 2012, by month.



**Figure 12.** Use of bait type and proportion of swordfish caught by number (left) and weight (right) for the Canadian pelagic longline fishery.

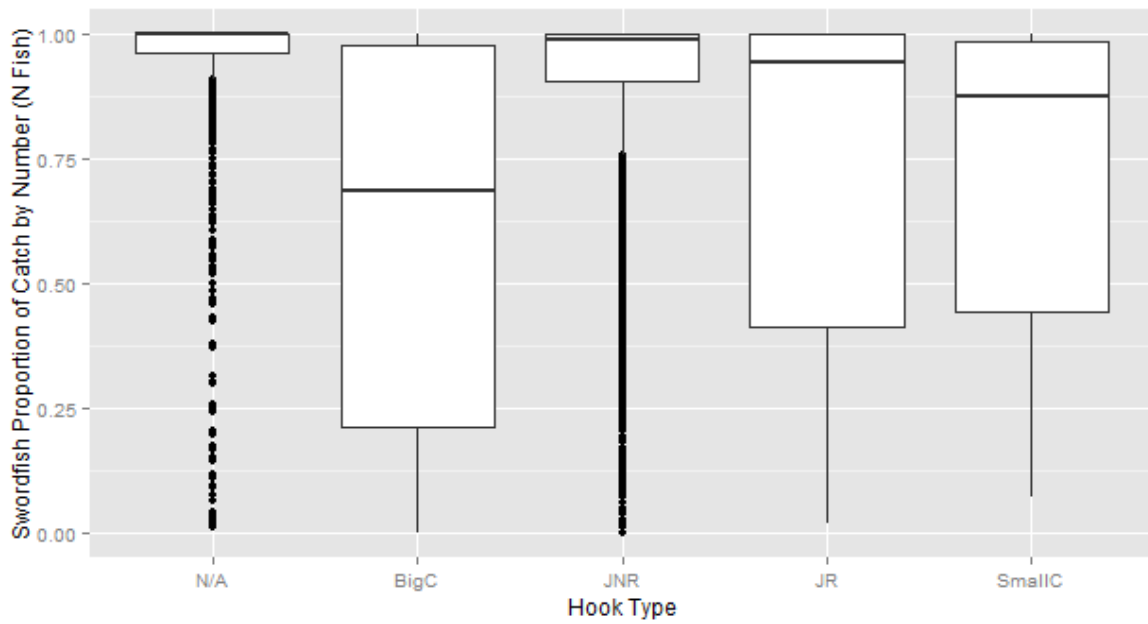


**Figure 13.** Trip-level bait use in the Canadian pelagic longline fishery. Bait type was grouped into one of three categories, depending on proportion of pelagic fish ( $P_{pel}$ ) for the trip.  $P_{pel}$  of  $[0, 0.333)$  was considered 'Squid',  $P_{pel}$  of  $[0.333, 0.667)$  was considered 'Mix' and  $P_{pel}$  of  $[0.667, 1]$  was considered 'Fish'.

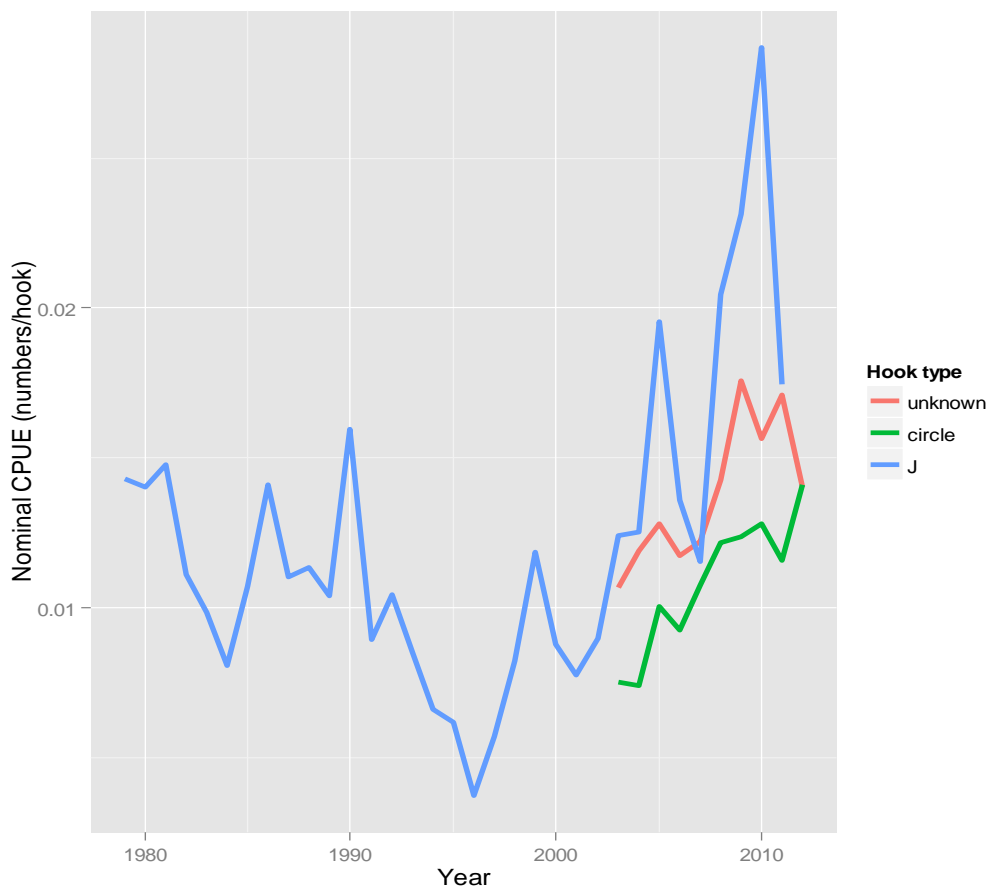


**Figure 14.** Hook type use on trips in the Canadian pelagic longline fishery. Hook types are: 'N/A' – information not available; 'BigC' – big circle hook; 'JnR' – J hook non-ringed; 'JR' – J hook ringed and 'SmallC' – small circle hook.

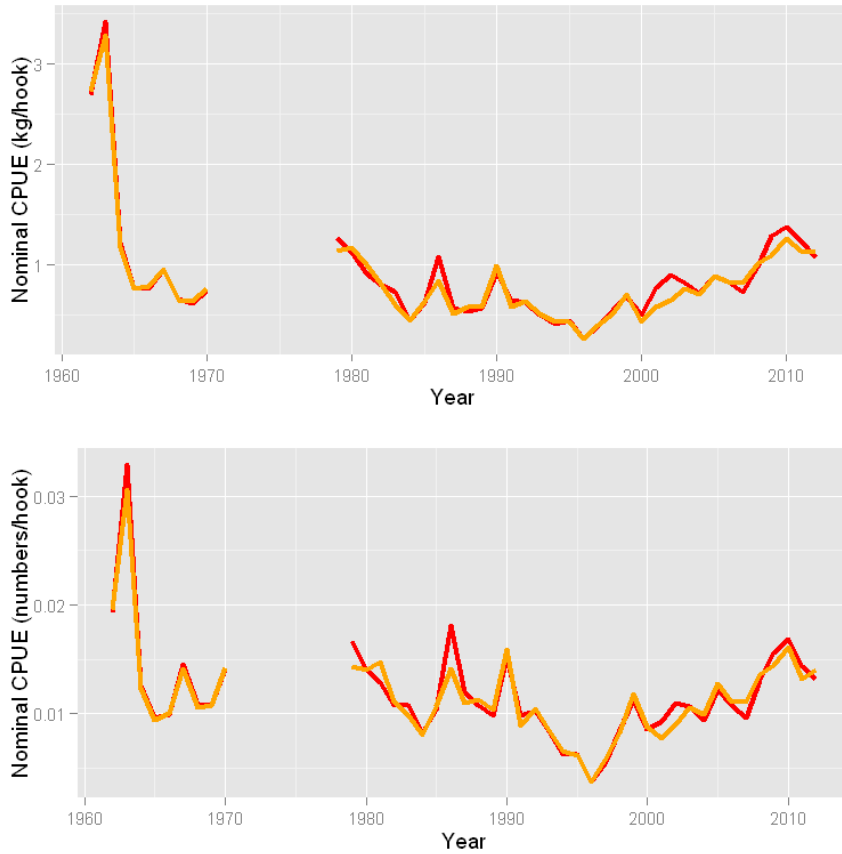




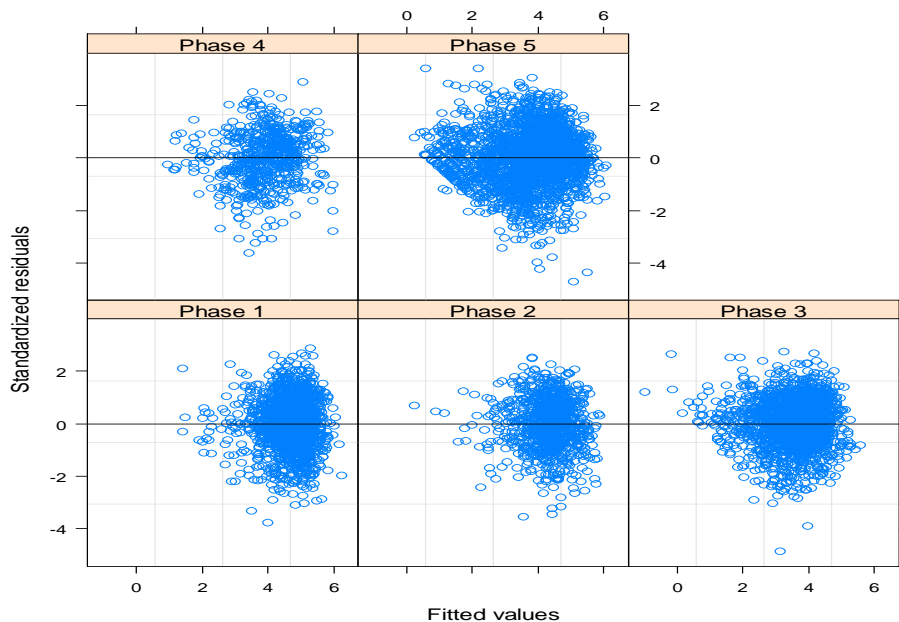
**Figure 15.** Use of hook type and proportion of swordfish caught by number for the Canadian pelagic longline fishery. Hook types are: ‘*N/A*’ – information not available; ‘*BigC*’ – big circle hook; ‘*JnR*’ – J hook non-ringed; ‘*JR*’ – J hook ringed and ‘*SmallC*’ – small circle hook.



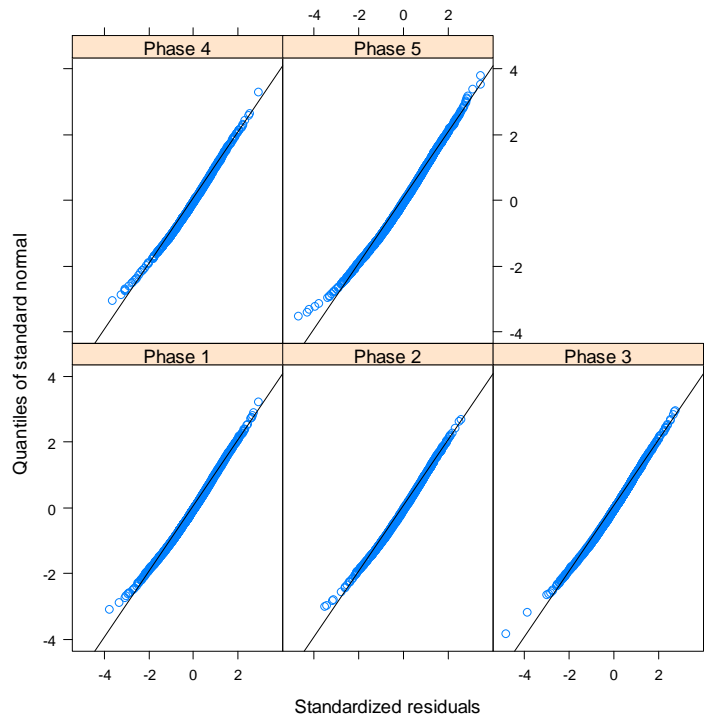
**Figure 16.** Nominal CPUEs based on longline trips using *circle*, *J* and *unknown* hook types. Note that J hooks were illegal in 2012 and were not used.



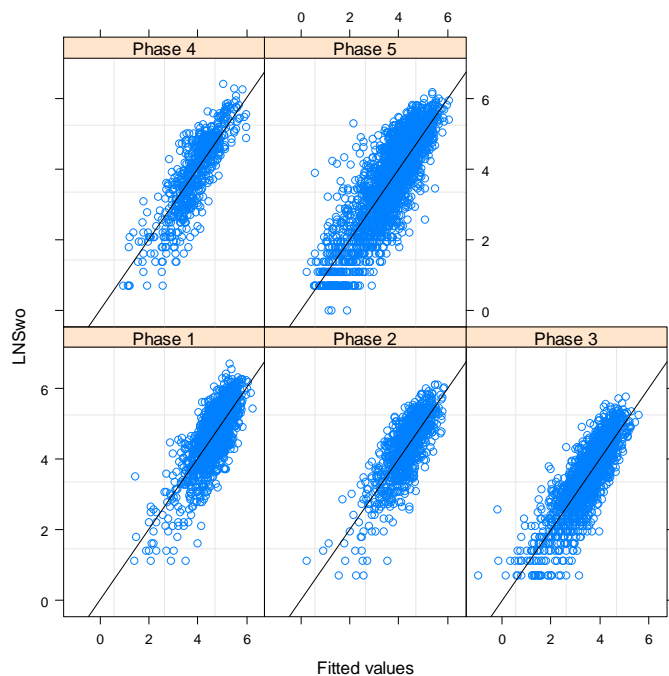
**Figure 17.** Nominal age-aggregated weight (upper plot) and numbers based (lower plot) CPUEs for the Canadian pelagic longline fishery. The orange line represents the total annual catch/total annual effort and the red line represents the average of the trip level catch/effort. There was no fishing for 1971 to 1978.



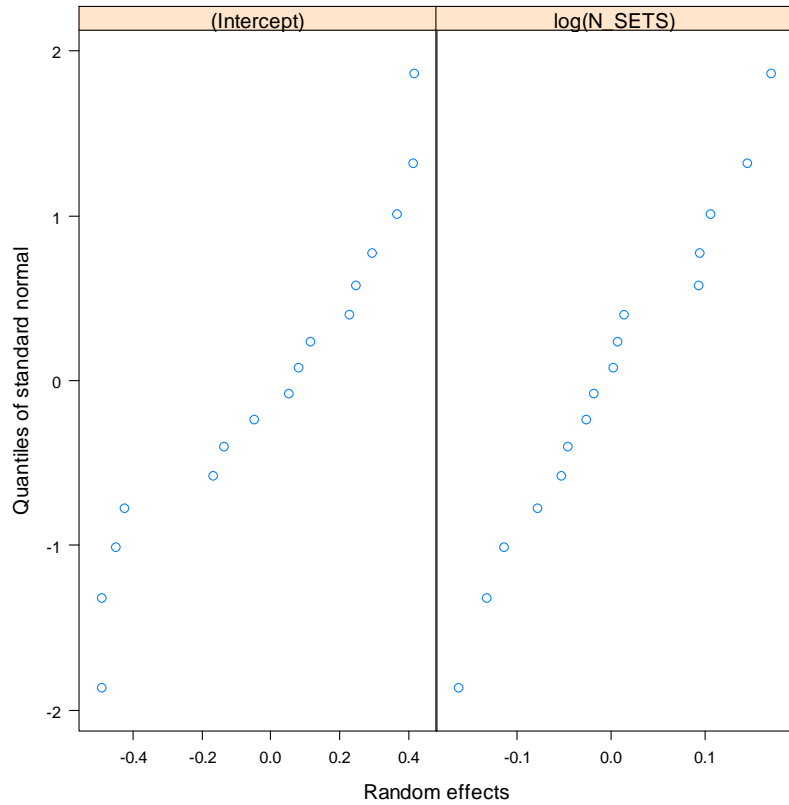
**Figure 18.** Scatter plots of Pearson residuals versus fitted values for the final numbers-based model conditioned on management phases (**Figure 5**). Phase 1, 1962:1970 (unrestricted fishing); Phase 2, 1979:1993 (post export restrictions on mercury contaminated fish, introduction of quotas); Phase 3, 1994:1998 (mandatory logbook submissions); Phase 4, 1999:2001 (trip and area restrictions) and Phase 5, 2002:2012 (switch from fleet quota to individual transferable quotas).



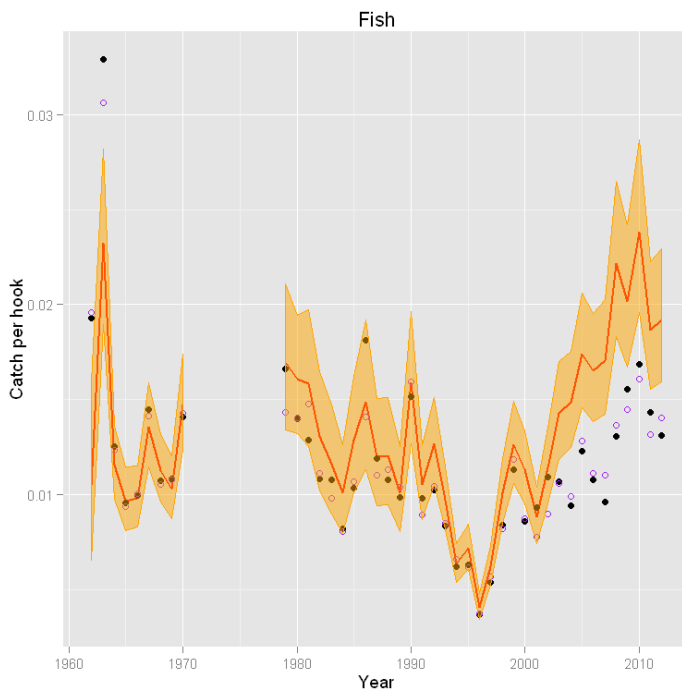
**Figure 19.** Normal plots of Pearson residuals from the final numbers-based model conditioned on management phases (**Figure 1 Figure 5**). Phase 1, 1962:1970 (unrestricted fishing); Phase 2, 1979:1993 (post export restrictions on mercury contaminated fish, introduction of quotas); Phase 3, 1994:1998 (mandatory logbook submissions); Phase 4, 1999:2001 (trip and area restrictions) and Phase 5, 2002:2012 (switch from fleet quota to individual transferable quotas).



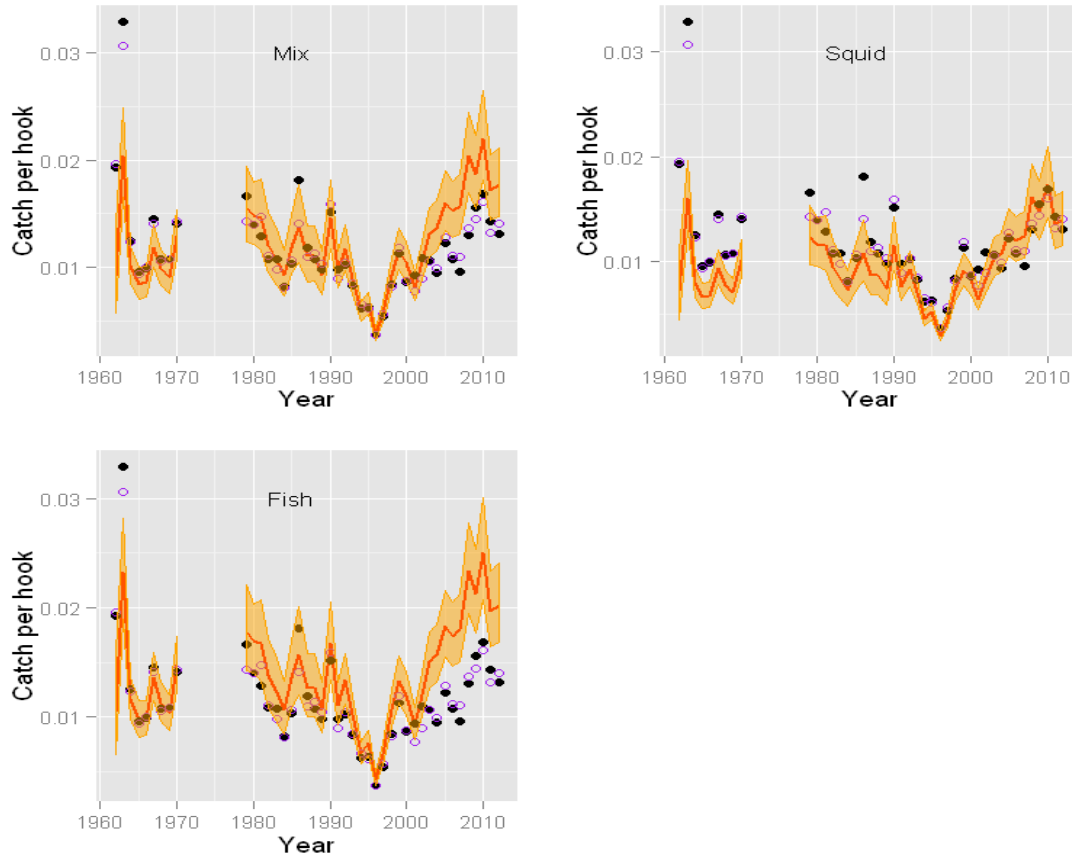
**Figure 20.** Observed versus the values predicted by the final numbers-based model conditioned on management phases (**Figure 5**). Phase 1, 1962:1970 (unrestricted fishing); Phase 2, 1979:1993 (post export restrictions on mercury contaminated fish, introduction of quotas); Phase 3, 1994:1998 (mandatory logbook submissions); Phase 4, 1999:2001 (trip and area restrictions) and Phase 5, 2002:2012 (switch from fleet quota to individual transferable quotas).



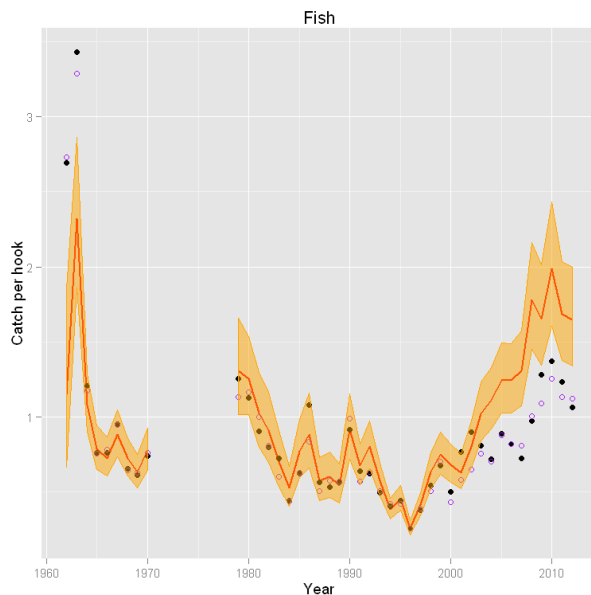
**Figure 21.** Marginal normality of the random intercept and slope effects for the final numbers-based model. Estimates represent the variation among areas and the interaction between the number of sets and areas, respectively.



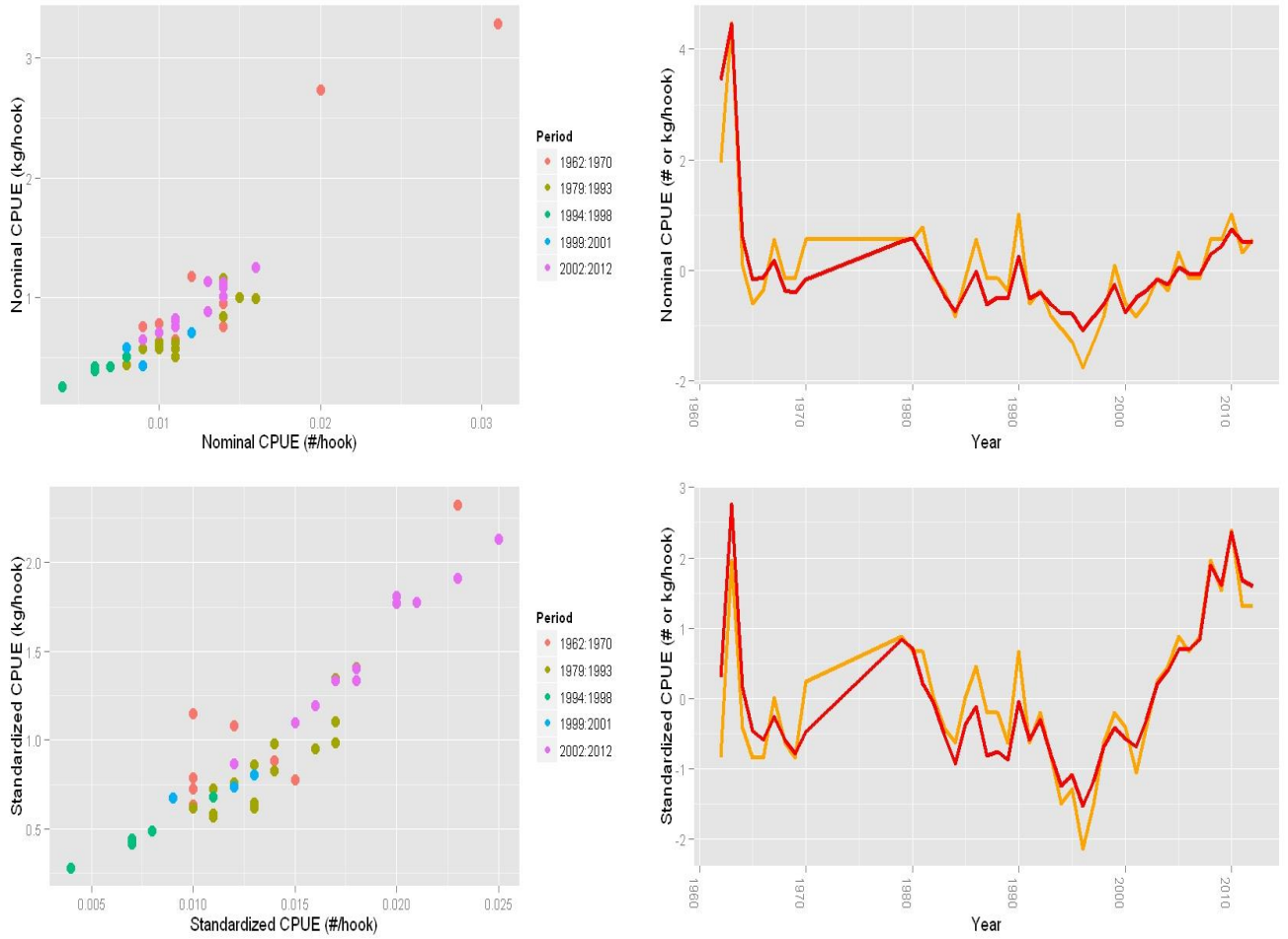
**Figure 22.** Standardized catch in numbers expressed on a per hook basis (red line) and nominal catch rates (purple circles: total annual catch/total annual hooks and black points: average of trip catch per hook) for north Atlantic swordfish caught by the Canadian pelagic longline fishery. The 95% CI for the predicted catch is given in orange. See text for details. Note that there is no data between 1970 and 1979.



**Figure 23.** Standardized catch in numbers conditioned on bait type for north Atlantic swordfish caught by the Canadian pelagic longline fishery. The standardized catch is expressed on a per hook basis (red line). Points represent the nominal catch rates (purple circles: total annual catch/total annual hooks and black points: average of trip catch per hook). The 95% CI for the predicted catch is given in orange. See text for details. Note that there is no data between 1970 and 1979.



**Figure 24.** Standardized catch in weight expressed on a per hook basis (red line) and nominal catch rates (purple circles: total annual catch/total annual hooks and black points: average of trip catch per hook) for north Atlantic swordfish caught by the Canadian pelagic longline fishery. The 95% CI for the predicted catch is given in orange. See text for details. Note that there is no data between 1970 and 1979.



**Figure 25.** Comparative plots of nominal catch in weight versus catch in number (top left and right) and standardized catch in weight versus catch in number (bottom left and right) for north Atlantic swordfish caught by the Canadian pelagic longline fishery. For the right hand plots, catch in weight is in red and catch in number is orange. Nominal catch rates are the total annual catch/total annual hooks. Note that there is no data between 1970 and 1979.

## UPDATED STANDARDIZED CPUE OF SWORDFISH (*XIPHIAS GLADIUS*) FOR THE TAIWANESE LONGLINE FISHERY IN THE NORTH ATLANTIC OCEAN, 1968-2011

Chi-Lu Sun, Nan-Jay Su, and Su-Zan Yeh<sup>1</sup>

### SUMMARY

*The catch and effort data for 1968-2011 from the Taiwanese distant-water longline fishery in the North Atlantic Ocean were standardized for swordfish (*Xiphias gladius*) in this study. Information on operation type (the number of hooks per basket) was included in the models from 1995 when available. Two alternative approaches (generalized linear models, GLMs, and generalized additive models, GAMs) were used to standardize the CPUE (catch per unit effort) of swordfish caught in this fishery. All of the main effects and the interaction terms are statistically significant for both GLM and GAM analyses. The abundance indices of swordfish derived from the two modeling approaches are very similar and fairly robust to the inclusion of gear configuration, but somewhat sensitive to the inclusion of target tuna species in the models as explanatory variables. The standardized CPUE of swordfish showed a continuous decreasing trend since 1968 through the late 1980s, but suddenly increased to a higher level during 1990-1997 and sharply dropped in the late 1990s, and then relatively stabilized from 1999 with two higher values in 2006 and 2011.*

### RÉSUMÉ

*Les données de prise et d'effort pour la période 1968-2011 de la pêcherie palangrière du Taipei chinois opérant en eaux lointaines dans l'océan Atlantique Nord ont été standardisées pour l'espadon (*Xiphias gladius*) dans la présente étude. L'information sur le type d'opération (nombre d'hameçons par panier) a été incluse dans les modèles à partir de 1995, si disponible. Deux approches alternatives (modèles linéaires généralisés - GLM et modèles additifs généralisés - GAM) ont été utilisées pour standardiser la CPUE (capture par unité d'effort) de l'espadon capturé dans cette pêcherie. Tous les principaux effets et termes d'interaction sont importants d'un point de vue statistique à la fois pour les analyses du GLM et du GAM. Les indices d'abondance de l'espadon obtenus des deux approches de modélisation sont très similaires et assez robustes à l'inclusion de la configuration de l'engin, mais ils sont quelque peu sensibles à l'inclusion d'espèces thonières cibles dans les modèles comme variables explicatives. La CPUE standardisée de l'espadon a dégagé une tendance décroissante continue de 1968 à la fin des années 80, mais elle est soudainement passée à un niveau plus élevé entre 1990 et 1997 pour retomber brusquement vers la fin des années 90. Depuis 1999, elle s'est relativement stabilisée, connaissant des pics en 2006 et en 2011.*

### RESUMEN

*Se estandarizaron los datos de captura y esfuerzo para 1968-2011 de la pesquería de palangre de aguas distantes de Taipei Chino en el Atlántico norte para el pez espada (*Xiphias gladius*). La información sobre el tipo de operación (número de anzuelos por cesta) fue incluida en los modelos, cuando estaba disponible, a partir de 1995. Se utilizaron dos enfoques alternativos (modelos lineales generalizados, GLM y modelos aditivos generalizados, GAM) para estandarizar la CPUE (captura por unidad de esfuerzo) del pez espada capturado en esta pesquería. Todos los efectos principales y los términos de interacción son estadísticamente significativos tanto para los análisis de GLM como para los de GAM. Los índices de abundancia de pez espada derivados de los dos enfoques de modelización son muy similares y bastante robustos ante la inclusión de la configuración del arte, pero algo sensibles a la inclusión de las especies objetivo de túnidos en los modelos como variables explicativas. La CPUE estandarizada del pez espada mostraba una tendencia descendente continua desde 1968 hasta finales de los ochenta, pero repentinamente aumentaba a un nivel mayor durante 1990-1997 y caía abruptamente a finales de los noventa, estabilizándose relativamente después, desde 1999, con dos picos en 2006 y 2011.*

### KEYWORDS

CPUE standardization, Abundance index, GLM, GAM, Longline

<sup>1</sup> Institute of Oceanography, National Taiwan University, Taipei, 10617 Taiwan. E-mail: chilu@ntu.edu.tw

## 1. Introduction

Swordfish (*Xiphias gladius*) is a cosmopolitan highly migratory species widely distributed in the Atlantic, Pacific, and Indian Oceans. Many countries catch swordfish because of their broad geographical distribution in pelagic, coastal and offshore waters. In the Atlantic Ocean, three management units were currently defined, the Mediterranean and the North and South Atlantic stocks separated at 5°N, and used by the International Commission for the Conservation of Atlantic Tuna (ICCAT) to carry out regular assessments and management (Kasapidis *et al.* 2006). The separation for Mediterranean stock and the existence of two stocks in the North and South Atlantic Ocean have been further confirmed by mitochondrial DNA analysis (Alvarado Bremer *et al.* 1999; Alvarado Bremer *et al.* 2005).

The Taiwanese distant-water longline fleets started to operate in the Atlantic Ocean since the early 1960s, and have operated throughout the entire ocean from the 1990s, targeting albacore tuna (*Thunnus alalunga*), bigeye tuna (*Thunnus obesus*), and yellowfin tuna (*Thunnus albacares*). Although some small longliners targeted this species seasonally for the fresh fish market, swordfish is considered one of the most important bycatch species in this fishery (Chang *et al.* 2007). Despite most swordfish were caught in the South Atlantic Ocean, annual catches of swordfish for the northern stock were about 200 tons in average before 1990, but increased to more than 500 tons in the early 1990s due to the development of deep longline operation for bigeye tuna in tropical waters (Sun *et al.* 2010a). However, the catch of swordfish has decreased since 1998, with an average catch at ~110 tons during 2004 to 2011 (**Figure 1**) as a result of enhanced catch regulation for this species (ICCAT, 2010).

The CPUE (catch per unit effort) standardization of the Taiwanese distant-water longline fleets for swordfish was carried out by several studies. For example, catch and effort data of this fishery were standardized based on generalized linear models (GLMs) assuming a delta lognormal error distribution (Chang *et al.* 2007), and based on both GLMs and GAMs (generalized additive models) with a lognormal error distribution (Sun *et al.* 2010b). Alternative area stratification was considered in the CPUE standardization, but led to almost identical results (Sun *et al.* 2010b). Most of these studies, however, focused on the southern Atlantic stock of swordfish, except for Sun *et al.* (2010a). The abundance index of swordfish in the North Atlantic Ocean from previous studies suggested a generally decreasing trend from 1968 through 1990, with a notable increase to a higher level during 1991 to 1996, but dropped sharply in the late 1990s and stabilized from 2000 (Sun *et al.* 2010a).

The objectives of this study were to use alternative analysis techniques to assess how robust the analytical framework (GLMs and GAMs) that might influence the swordfish CPUE caught in the Taiwanese distant-water longline fishery in the North Atlantic Ocean can be identified, and to examine how sensitive the factors of the target species and gear configuration are to the choice of analytical framework for standardizing catch and effort data for swordfish. The abundance index of swordfish developed in this study can be used in the assessment of this stock, and provide suggestions for management purposes.

## 2. Materials and methods

### 2.1 Fishery data

Catch and effort data, expressed as the number of fish caught and the number of hooks employed, respectively, were obtained for the Taiwanese distant-water longline fishery in the North Atlantic Ocean from the Overseas Fisheries Development Council of the Republic of China (OFDC, Taipei). The tuna catch by this fishery consists of three species, bigeye, albacore, and yellowfin tunas. This fishery also catches swordfish, billfishes and sharks, although these latter two species are not considered in the analyses of this paper. This data set contains information on time (year and month), fishing location (5° latitude and longitude), catch in number of fish caught, and effort in number of hooks. However, information on gear configuration (*i.e.*, number of hooks per basket, HPB) is available from daily logbook data since 1995. Therefore, two data sets (1968-2011 and 1995-2011 with HPB included) aggregated into monthly 5°×5° grids were used in the analyses. CPUE (catch per unit of effort) is expressed as the number of fish caught per 1000 hooks in this study.

### 2.2 Statistical model

Two alternative approaches, generalized linear models (GLMs; Nelder and Wedderburn 1972) and generalized additive models (GAMs; Hastie and Tibshirani 1990) were applied, assuming a lognormal error distribution, to standardize the catch and effort data of the Taiwanese distant-water longline fishery for swordfish. GLMs are the



most commonly used approach for standardizing fishery data with the assumption that the expected value of a log-transformed response variable is related to a linear combination of multiple explanatory variables (Maunder and Punt 2004). GAMs are a semi-parametric extension of GLMs, with the underlying assumption that the response variable is related to smooth additive functions of the explanatory variables (Guisan *et al.* 2002). Time (year, season, and month), geographic area (latitude and longitude), gear configuration (HPB), and the catch-rates of target tuna species were included in the GLM and GAM analyses as main explanatory variables. The full GLM and GAM with interactions can be expressed as follows:

GLM1:  $SWO \sim \text{Year} + \text{Season} + \text{Area} + \text{HPB} + \text{Interactions};$

GLM2:  $SWO \sim \text{Year} + \text{Season} + \text{Area} + \text{HPB} + \text{ALB} + \text{BET} + \text{YFT} + \text{Interactions};$

GAM1:  $SWO \sim \text{Year} + \text{Month} + \text{Latitude} + \text{Longitude} + \text{HPB} + \text{Interactions};$

GAM2:  $SWO \sim \text{Year} + \text{Month} + \text{Latitude} + \text{Longitude} + \text{HPB} + \text{ALB} + \text{BET} + \text{YFT} + \text{Interactions};$

where SWO is nominal CPUE of swordfish with a small constant (10% of the grand mean) added to avoid taking the logarithm of zero. Year, season, month, area, latitude, and longitude are temporal and spatial effects. ALB, BET, and YFT denote the effects of target tuna species CPUE for albacore, bigeye, and yellowfin tunas, respectively. A spline smoother function was used for covariates in GAM, except for year. Area stratification used in GLM analysis is shown in **Figure 2**. No interactions with year effect were considered in the GLM and GAM analyses (Maunder and Punt 2004). However, the effects of target tuna species (ALB, BET, and YFT) were included in the models because of their likely impacts on swordfish CPUE recognized in previous studies (Sun *et al.* 2010a; 2010b).

Alternative diagnostic analyses, *e.g.*, the distributions of residuals and the quantile-quantile (Q-Q) plots, were used to examine the error models (assuming a lognormal distribution) in the GLM and GAM analyses. Standard methods, such as changes in residual deviance, the Akaike Information Criterion (AIC), and the Bayesian Information Criterion (BIC), were also implemented to compare alternative model structures for each modeling technique (GLMs and GAMs).

Although based on the same data set, the results in the GLM and GAM analyses cannot be compared directly using likelihood ratio tests because neither is nested within the other. Therefore, alternative model structures based on different modeling approaches to analyzing the fishery data were compared using the pseudo-coefficient of determination (pseudo  $R^2$ ) and the adjusted  $R^2$  (Swartzman *et al.* 1992):

Pseudo  $R^2 = 1 - (\text{residual deviance}/\text{null deviance});$

Adjusted  $R^2 = 1 - (\text{residual deviance}/\text{degree of freedom})/(\text{null deviance}/\text{degree of freedom}).$

### 3. Results and discussion

There were in total 7,321 catch and effort records (Task II) for 1968-2011, and 4,322 records with information on gear configuration (HPB) for 1995-2011 used in the analyses. High CPUE of swordfish for 1968-2011 occurred in tropical waters of the central Atlantic Ocean (Area 3 in **Figure 2a**), but shifted to the eastern North Atlantic Ocean during 1995-2011 (Area 2 in **Figure 2b**), suggesting that spatial covariates are likely to be an important factor in determining catchability of the Taiwanese longline fishery for swordfish. The area classification was thus used in the GLM analyses based on the nominal CPUE distributions of swordfish (**Figure 2**).

The deviance tables summarized the model selection process for the GLM and GAM analyses for 1968-2011 and 1995-2011 (**Tables 1 and 2**). All the explanatory variables and the interaction terms considered in the models were statistically significant ( $P < 0.01$ ). The distributions of residuals appeared to be normal in a log-scale for both GLM and GAM analyses based on a lognormal error distribution (**Figure 4**). This assumption was further confirmed according to the Q-Q plots (**Figure 5**). However, the pseudo  $R^2$  increased about 18~25% when the model takes the effects of target tuna species into account for both GLM and GAM analyses for 1968-2011 (**Table 1a**), while the pseudo  $R^2$  only increased 6~10% when ALB, BET, and YFT were included in the models for the 1995-2011 analyses (**Table 1b**).

Effects of year, area in the GLM, and latitude in the GAM accounted for the largest proportions of the explained deviance of the models. However, it should be noted that 10~13% of deviance was explained by BET in both GLM and GAM analyses for 1968-2011. Additionally, the effect of gear configuration was also statistically significant in the GLM and GAM analyses, which might imply that the inclusion of this factor could capture some of the potential change in the development of deep longline operations that target bigeye tuna in tropical areas since the early 1990s.

The pseudo  $R^2$ , adjusted  $R^2$ , and AIC and BIC values shown in **Table 1** indicated that the models based on GAM approach provided better fits to the data than those based on GLM when the impacts of target tuna species were considered in the model (GAM2). This could be expected because the use of spline smooth functions in the GAM modeling could take account of non-linear relationships between the dependent variable and explanatory variables (Maunder and Punt 2004). We therefore suggest that the relative abundance index developed for swordfish in the North Atlantic Ocean should base on the GAM approach with target tuna species included as explanatory variables in the models.

The standardized CPUE of swordfish was robust to the choice of analytical framework (GLMs and GAMs), but somewhat sensitive to the inclusion of target tuna species in both GLM and GAM analyses with the 1968-2011 data set (**Figure 5a**). This can be expected because the fishing practices and target species for the Taiwanese distant-water longline fishery changed significantly during the past two decades. Similar conclusion can be obtained when information on gear configuration (HPB) was included in the models for the 1995-2011 analyses (**Figure 5b**). However, the trends in standardized CPUE of swordfish with HPB included (1995-2011) were fairly similar to those derived from the models without HPB (1968-2011) for both GLM and GAM analyses, except for the estimate for 1995 because of only a few data points with HPB available in 1995 (<2%) (**Figure 6**). Given that, we suggest the standardized CPUE of swordfish from GAM2 without HPB for the entire period (1968-2011) to be used as a relative abundance index in the assessment of this stock.

In general, the standardized CPUE of swordfish in the North Atlantic Ocean showed a decreasing trend in the early 1970s, but slightly increased from 1976 through 1989, and then suddenly increased to a higher level from 1990 to 1997, followed by a sharp decrease in the late 1990s. However, the trend of standardized swordfish CPUE was stabilized from 1999 until present, with two slightly higher estimates in 2006 and 2011 (**Figures 5 and 6**). The substantial decrease in standardized CPUE of swordfish in the late 1990s may result from the ICCAT recommendation to limit the catch of swordfish, which may cause the fishermen to release or discard the fish (Chang *et al.* 2007; Sun *et al.* 2012).

## References

- Alvarado Bremer, J.R., Mejuto, J., Gomez-Marquez, J., Viñas, J., Boan, F., Carpintero, P., Rodriguez, J.M., Pla, C., de la Serna, J.M., and Ely, B. 1999. Hierarchical analysis of nucleotide diversity reveals extremely low levels of mitochondrial DNA gene flow between northeast Atlantic and Mediterranean swordfish populations. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 49: 467-475.
- Alvarado Bremer, J.R., Mejuto, J., Gomez-Marquez, J., Boan, F., Carpintero, P., Rodriguez, J.M., Viñas, J., Greig, T.W., and Ely, B. 2005. Hierarchical analyses of genetic variation of samples from breeding and feeding grounds confirm the genetic partitioning of northwest Atlantic and South Atlantic populations of swordfish (*Xiphias gladius* L.). *J. Exp. Mar. Biol. Ecol.* 327: 167-182.
- Chang, S.K., Lee, H.H., and Liu, H.I. 2007. Standardization of South Atlantic swordfish by-catch rate for Taiwanese longline fleet. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 60: 1974-1985.
- Guisan, A., Edwards Jr., T.C., and Hastie, T. 2002. Generalized linear and generalized additive models in studies of species distributions: setting the scene. *Ecol. Model.*, 157: 89-100.
- Hastie, T.J. and Tibshirani, R.J. 1990. *Generalized Additive Models*. New York, Chapman and Hall, pp.335.
- ICCAT. 2010. Report of the 2009 Atlantic swordfish stock assessment session. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65: 1-123.
- Kasapidis, P., Mejuto, J., Tserpes, G., Antoniou, A., Garcia-Cortes, B., Peristeraki, P., Oikonomaki, K., Kotoulas, G., and Magoulas, A. 2007. Genetic structure of the swordfish (*Xiphias gladius*) stocks in the Atlantic using microsatellite DNA analysis. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 61: 89-98.
- Maunder, M.N. and Punt, A.E. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fish. Res.*, 70: 141-159.

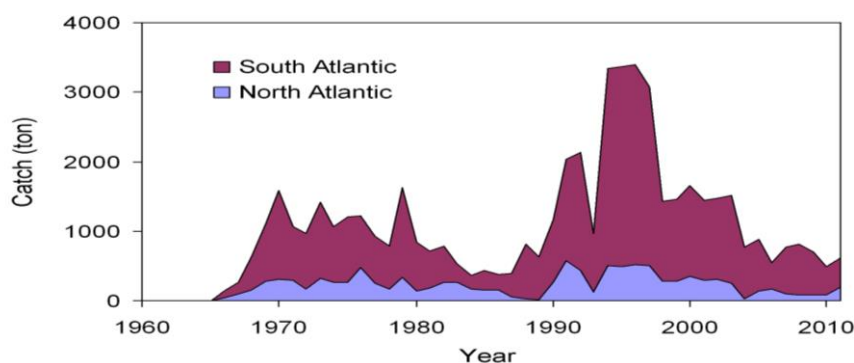
- Nelder, J.A. and Wedderburn, R.W.M. 1972. Generalised linear models. *J. R. Statist. Soc. A*, 137: 370-384.
- Sun, C.L., Su, N.J., and Yeh, S.Z. 2010a, Standardized catch-rates of swordfish (*Xiphias gladius*) for the Taiwanese tuna longline fleet in the North Atlantic Ocean. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65: 264-273.
- Sun, C.L., Chang, Y.J., Yeh, S.Z., and Wu, W.J. 2010b, Standardizing catch and effort data for South Atlantic swordfish of the Taiwanese longline fishery. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65: 249-263.
- Sun, C.L., Su, N.J., Yeh, S.Z. 2012, CPUE standardization of blue marlin (*Makaira nigricans*) for the Taiwanese longline fishery in the Atlantic Ocean. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 68: 1470-1478.
- Swartzman, G., Huang, C., and Kaluzny, S. 1992, Spatial analysis of Bering Sea groundfish survey data using generalized additive models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 49: 1366-1378.

**Table 1.** Analysis table of significance level for the models selected to standardize the catch and effort data of the Taiwanese tuna longline fishery for swordfish in the North Atlantic Ocean for (a) 1968-2011 and (b) 1995-2011. The area stratification used in GLM is shown in **Figure 2**. ALB, BET, and YFT denote the effects of target species for albacore, bigeye, and yellowfin tunas respectively. HPB (the number of hooks per basket) represents the operation types. Information on HPB is available from 1995 for the Taiwanese distant-water longline fishery. “-” indicates the predictor variable not used in the model.

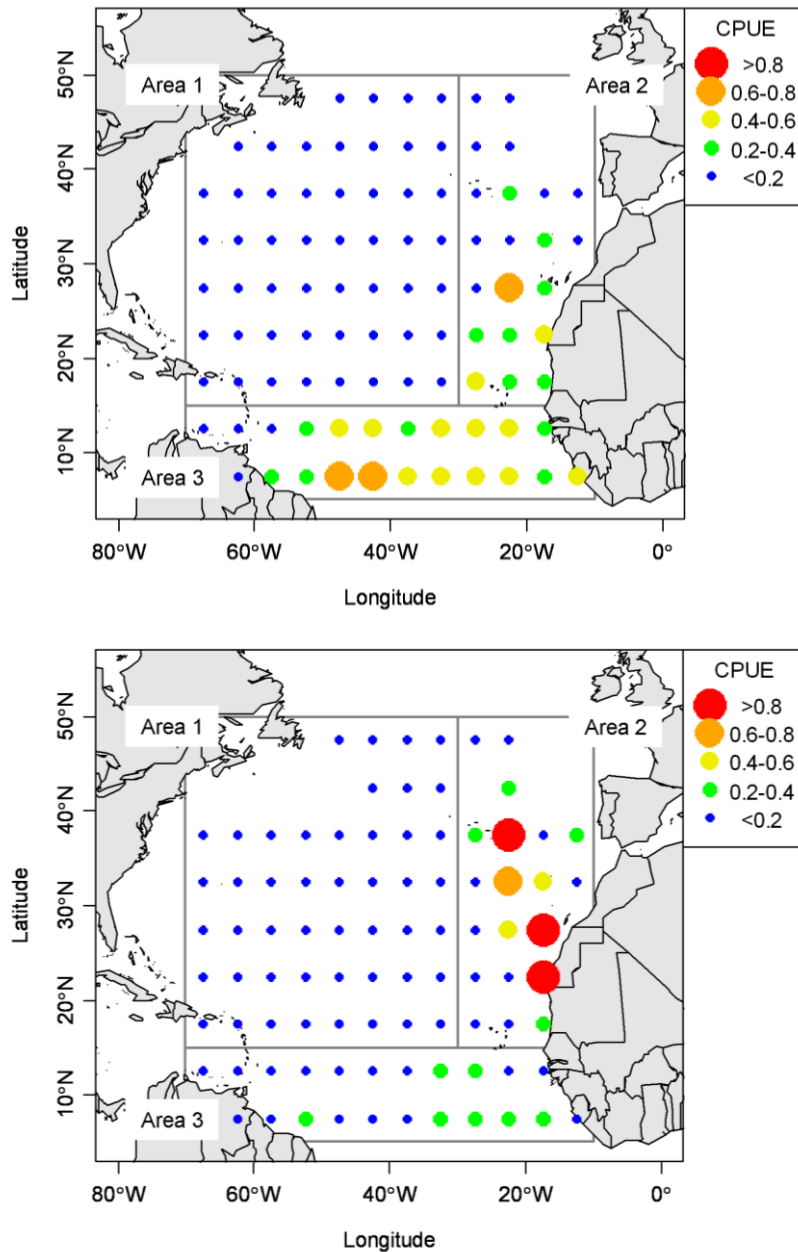
Predictor	(a) 1968-2011				(b) 1995-2011			
	GLM1	GLM2	GAM1	GAM2	GLM1	GLM2	GAM1	GAM2
+Year	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
+Month	-	-	<0.01	<0.01	-	-	<0.01	<0.01
+Season	<0.01	<0.01	-	-	<0.01	<0.01	-	-
+Area	<0.01	<0.01	-	-	<0.01	<0.01	-	-
+Season:Area	<0.01	<0.01	-	-	<0.01	<0.01	-	-
+Latitude	-	-	<0.01	<0.01	-	-	<0.01	<0.01
+Longitude	-	-	<0.01	<0.01	-	-	<0.01	<0.01
+Latitude:Longitude	-	-	<0.01	<0.01	-	-	<0.01	<0.01
+HPB	-	-	-	-	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
+ALB	-	<0.01	-	<0.01	-	<0.01	-	<0.01
+BET	-	<0.01	-	<0.01	-	<0.01	-	<0.01
+YFT	-	<0.01	-	<0.01	-	<0.01	-	<0.01
Pseudo R <sup>2</sup>	0.302	0.379	0.338	<b>0.398</b>	0.275	0.302	0.294	<b>0.313</b>
Adjusted R <sup>2</sup>	0.297	0.372	0.331	0.391	0.268	0.291	0.285	0.303
AIC	20253	19451	19903	19241	11406	11294	11315	11213
BIC	20639	20030	20412	19867	11693	11746	11675	11636

**Table 2.** Deviance tables for the models selected to standardize the catch and effort data of the Taiwanese distant-water tuna longline fishery for swordfish in the North Atlantic Ocean for (a) 1968-2011 and (b) 1995-2011. The area stratification used in GLM is shown in **Figure 2**. ALB, BET, and YFT denote the effects of target species for albacore, bigeye, and yellowfin tunas respectively. HPB denotes the number of hooks per basket, which is available since 1995 for the Taiwanese distant-water longline fishery in the North Atlantic Ocean.

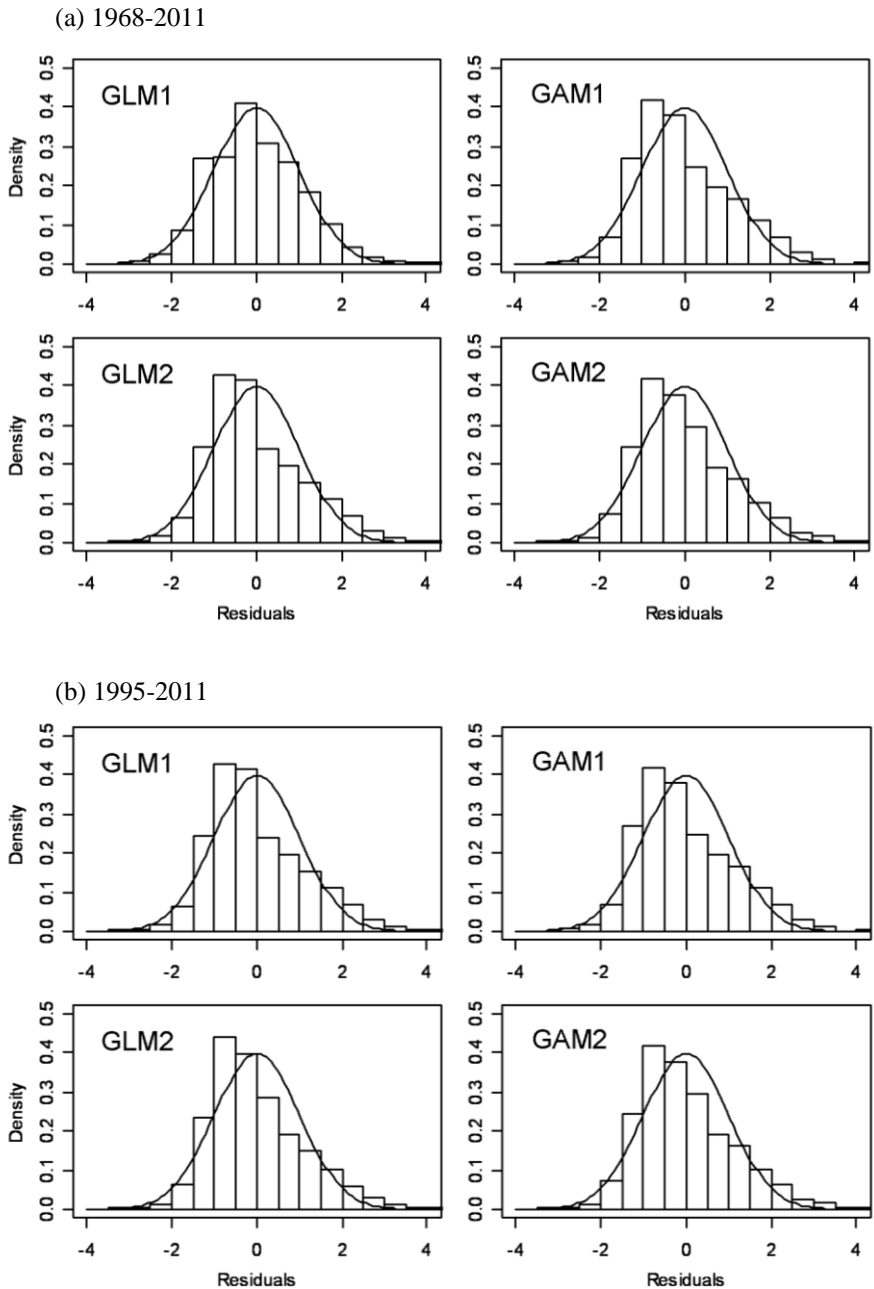
Model	Predictor	(a) 1968-2011			(b) 1995-2011		
		Residual deviance	Deviance explained	% of total deviance explained	Residual deviance	Deviance explained	% of total deviance explained
	NULL	9633			4785		
	+Year	7891	1742	47.7	4083	702	48.6
	+Season	7829	63	1.7	3925	159	11.0
	+Area	6825	1003	27.5	3686	238	16.5
	+Season:Area	6724	102	2.8	3637	49	3.4
GLM1	+HPB	-	-	-	3470	167	11.6
	+ALB	6527	196	5.4	3432	37	2.6
	+BET	6059	468	12.8	3366	66	4.6
GLM2	+YFT	5980	80	2.2	3340	26	1.8
	NULL	9633			4785		
	+Year	7891	1742	45.4	4083	702	46.8
	+Month	7816	75	2.0	3898	186	12.4
	+Latitude	6732	1084	28.3	3622	275	18.4
	+Longitude	6495	236	6.2	3557	66	4.4
	+Latitude:Longitude	6379	117	3.0	3487	70	4.7
GAM1	+HPB	-	-	-	3379	108	7.2
	+ALB	6287	92	2.4	3359	20	1.3
	+BET	5891	395	10.3	3303	56	3.8
GAM2	+YFT	5800	92	2.4	3286	17	1.1



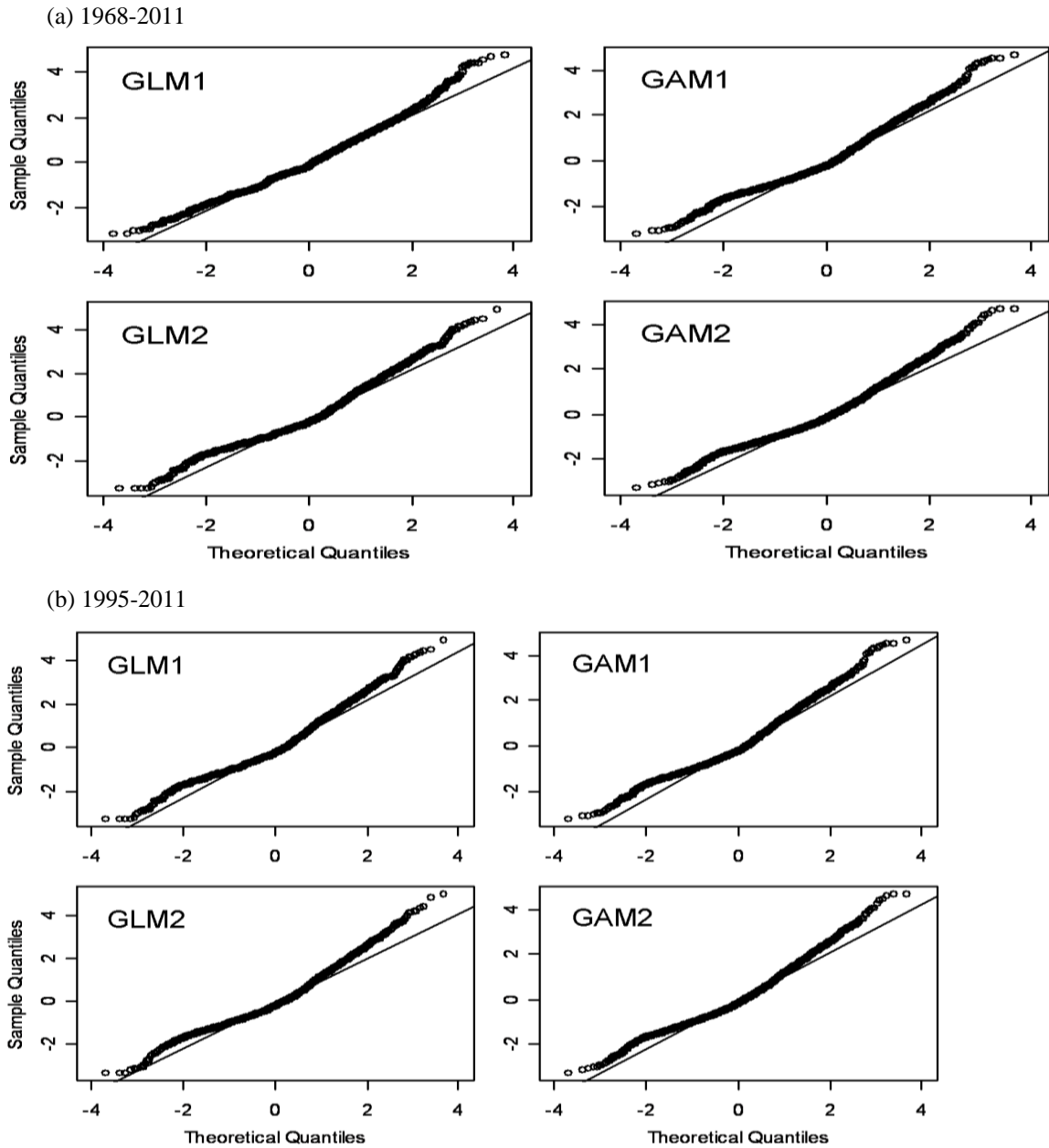
**Figure 1.** Annual catches of swordfish for the Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the Atlantic Ocean.



**Figure 2.** Distributions of nominal CPUE (number of fish caught per 1000 hooks) for swordfish caught in the Taiwanese distant-water tuna longline fishery during (a) 1968–2011 and (b) 1995–2011. The area stratification of the North Atlantic Ocean was used in GLM analyses.

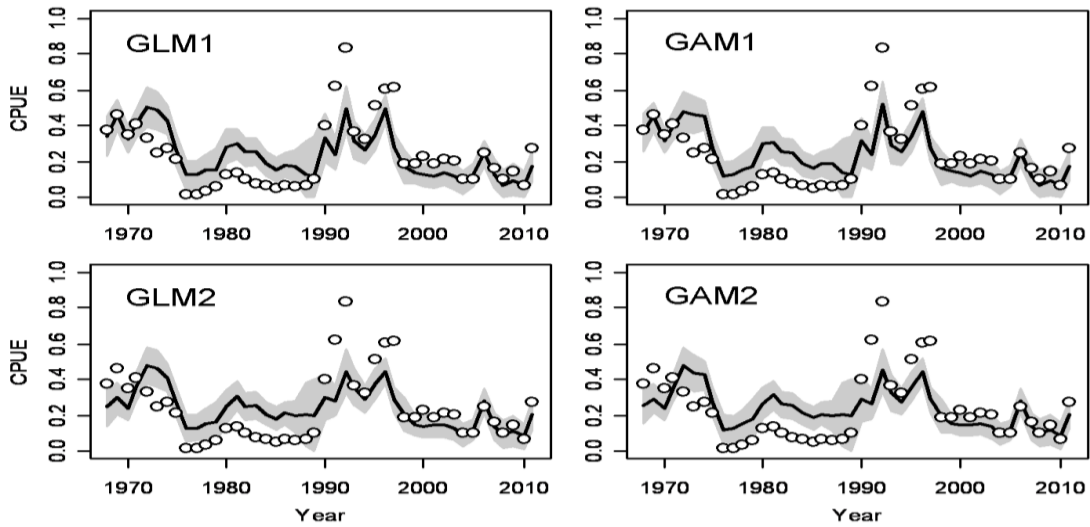


**Figure 3.** The diagnostic plots (residual distribution) of GLM (GLM1 and GLM2) and GAM (GAM1 and GAM2) analyses for standardizing the catch and effort data of swordfish caught by the Taiwanese distant-water tuna longline fleet in the North Atlantic Ocean for (a) 1968-2011 and (b) 1995-2011. The effects of target tuna species were included in GLM2 and GAM2 as predictor variables (see **Tables 1 and 2** for the model structure).

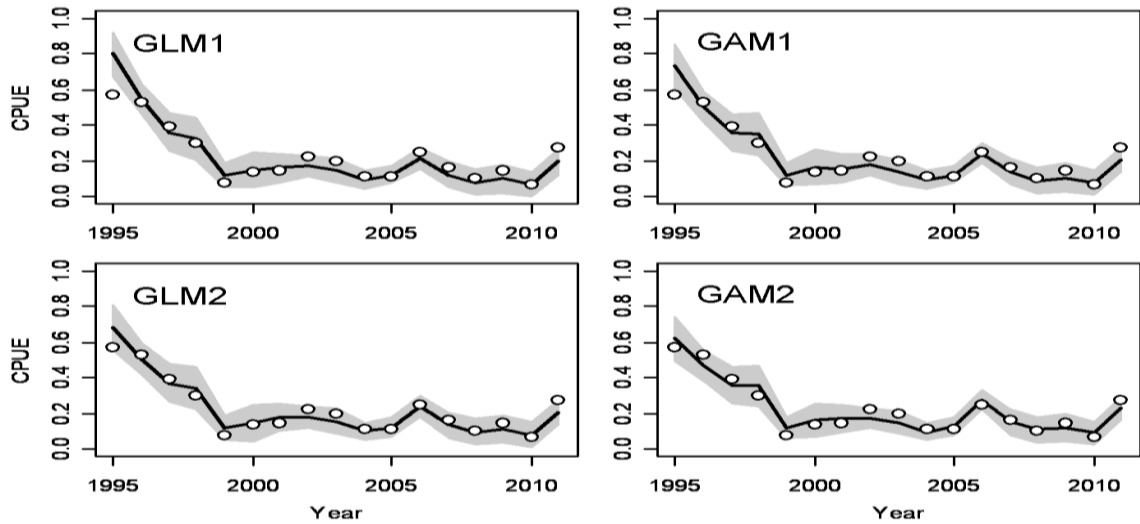


**Figure 4.** The diagnostic plots (Q-Q plot) of GLM (GLM1 and GLM2) and GAM (GAM1 and GAM2) analyses for standardizing the catch and effort data of swordfish caught by the Taiwanese distant-water tuna longline fleet in the North Atlantic Ocean for (a) 1968-2011 and (b) 1995-2011. The effects of target tuna species were included in GLM2 and GAM2 as predictor variables (see **Tables 1 and 2** for the model structure).

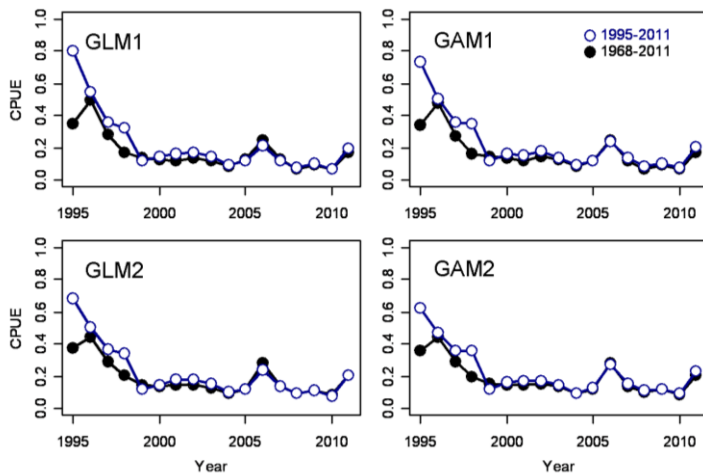
(a) 1968-2011



(b) 1995-2011



**Figure 5.** The nominal (open circles) and standardized (lines) CPUE of swordfish caught in the Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the North Atlantic Ocean for (a) 1968-2011 and (b) 1995-2011. The shaded areas indicate the 95% confidence intervals for the standardized CPUE.



**Figure 6.** The standardized CPUE of swordfish for the Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the North Atlantic Ocean derived from different data sets (1968-2011 and 1995-2011) given whether the information on gear configuration is available. See **Tables 1 and 2** for the model structure.



## UPDATED CATCH RATES OF SWORDFISH FROM THE MOROCCAN SWORDFISH LONGLINE FISHERY IN THE NORTH ATLANTIC, 2005 - 2012

N. Abid<sup>1</sup>, M. Ayoub<sup>2</sup> and F. El Omrani<sup>2</sup>

### SUMMARY

*A total of 826 positive trips from the Moroccan swordfish longline fleet operating in the North Atlantic Ocean during the period from 2004 to 2008, were analyzed by the GLM modelling approach, assuming a log-normal distribution error. The relative biomass index of abundance didn't show any clear trend. But in overall it has shown a slight increasing trend over the period 2005-2012.*

### RÉSUMÉ

*Un total de 826 sorties positives de la flottille palangrière marocaine ciblant l'espadon dans l'océan l'Atlantique Nord au cours de la période 2004-2008 ont été analysées par l'approche de modélisation GLM, postulant une distribution d'erreur lognormale. L'indice d'abondance de la biomasse relative n'a fait apparaître aucune tendance claire. Mais, de manière générale, il a dégagé une légère tendance à la hausse au cours de la période 2005-2012.*

### RESUMEN

*Se analizaron en total 826 mareas positivas de la flota de palangre marroquí dirigida al pez espada y que opera en el océano Atlántico norte durante el periodo 2004 a 2008 utilizando un enfoque de modelación GLM que asumía una distribución de error lognormal. El índice de abundancia de biomasa relativa no mostraba ninguna tendencia clara. Pero, en general, ha mostrado una tendencia ligeramente ascendente durante el periodo 2005-2012.*

### KEYWORDS

*Swordfish, Morocco, Longline fleet, North Atlantic, CPUEw, GLM*

## 1. Introduction

The Moroccan longline fishery targeting swordfish in the North Atlantic Ocean is relatively recent compared with other traditional tuna and tunas like species fisheries. This fishery started in 2003, and has known a remarkable development in the last recent years in terms of catches. The swordfish fishing occurs along the year, with higher catches during the third and the fourth quarter of the year (Abid *et al.* 2009). In terms of catches, this fishery has contributed in the most recent years with 400 TM on average. The longline fleet is operating off the Moroccan Atlantic waters between the latitudes 20 and 26 N°.

The main objective of this paper is to update the biomass index of abundance used in the 2009 Atlantic swordfish stock assessment session (Abid *et al.*, 2010b) to be taken into account in the 2013 North Atlantic swordfish session.

## 2. Material & methods

### 2.1 Description of the data source

The Moroccan swordfish longline fishery operating in the north Atlantic started in 2003. The catch and effort data for the two first years of development of this fishery were not used in the analysis given the very low number of observations. Thus, only data from 2005 up to date were used in the index standardization analysis. The quality of data was first checked before starting any analysis. The number of positive trips is very high in this fishery, so the percentage of negative trips is negligible.

<sup>1</sup> Institut National de Recherche Halieutique (INRH)-Regional Centre of Tangier, Morocco. Email: noureddine.abid65@gmail.com

<sup>2</sup> Institut National de Recherche Halieutique (INRH)-Regional Centre of Dakhla, Morocco

In total, the catch and effort data from 826 positive trips carried out by this commercial fleet during the 2005-2012 periods were available for GLM analysis. These data were obtained from the National Fisheries Office (ONP) which is the body responsible for the fish commercialisation at fish market at the Dakhla port.

The size data of swordfish caught by this fishery are missing for the last 2 years. However, the current abundance index is supposed to reflect the relative abundance of fish aged 2-5 years old (110 to 150cm LJ-FL) which largely dominate the catches. The average weight of fish is comprised between 30 and 40kg, LJ-FL.

## 2.2 Catch rate standardisation

The unit effort is expressed as the total number of hooks; it is calculated as the product of the number of fishing days at sea and the average number of hooks used during one fishing operation (1000 hooks). The number of fishing days per trip for each vessel was calculated as the time elapsed between its two consecutive landing dates at the fish market.

For the relative abundance index standardization, we considered the *Year* and the *Quarter* as explanatory factors and the Log catch (in weight) per unit effort (CPUE<sub>w</sub>) as the response variable. The GLM approach for analysis of variance was applied to the nominal CPUE, assuming a lognormal distribution error. The F test and the Step AIC analysis were used to select the factors statistically significant at 1% in the final model.

The final selected model is defined as follows (Gavaris, 1988):

$$\text{Log (CPUE}_w) = u + Y_i + Q_j + Y_i * Q_j + e_{ij}$$

CPUE<sub>w</sub>: catch per unit effort in weight  
U: overall mean  
Log: natural logarithm  
Y<sub>i</sub>: effect year  
Q<sub>j</sub>\*Y<sub>i</sub>: effect interaction Quarter and Year  
e<sub>ij</sub>: error

The fishery is relatively stable and the current management measures seem to have no impact on the CPUE data. Furthermore, this fishery hasn't known recently big technological changes nor do changes in condition market that may have affected catch rates.

## 3. Results

The number of observations for each factors combination levels is displayed in the **Table 1**. The number of observations is in general satisfactory.

The selected model explained around 26% of the total deviance in the response variable. The factors *Year*, *Quarter* and their interaction term are statistically significant at 1% level. These factors explain about 12% and 5.6% and 8.2% of the total deviance, respectively (**Table 2**).

The pattern in the residuals distribution, residuals against fitted values and QQ plots show that the selected model fit best the observed data (**Figure 1**).

The annual nominal and standardized biomass index, with corresponding upper and lower confidence limit, the coefficient of variation are displayed in the **Table 3**.

The standardized biomass index of the relative abundance shows a slight increasing trend over 2005-2012 time period (**Figure 2**).

## References

- Abid, N., Idrissi, M. and El Omrani, F. 2010a, Preliminary analysis of the bigeye tuna (*Thunnus obesus*) caught incidentally by the Moroccan longline fleet targeting swordfish in the Atlantic during the period 2003-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(2): 703-716.
- Abid, N., M. Idrissi and Fatna El Omrani. 2010b. Preliminary analysis of the catch rate of swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the Moroccan longline fleet in the North Atlantic Ocean during the period 2004-2008. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 203-207.
- Gavaris, S. 1988, Abundance indices from commercial fishing. Collected papers on stock assessment methods. CAFSAC Res. Doc.88/61. 167 pp.

**Table 1.** Number of observations for each factors combination level.

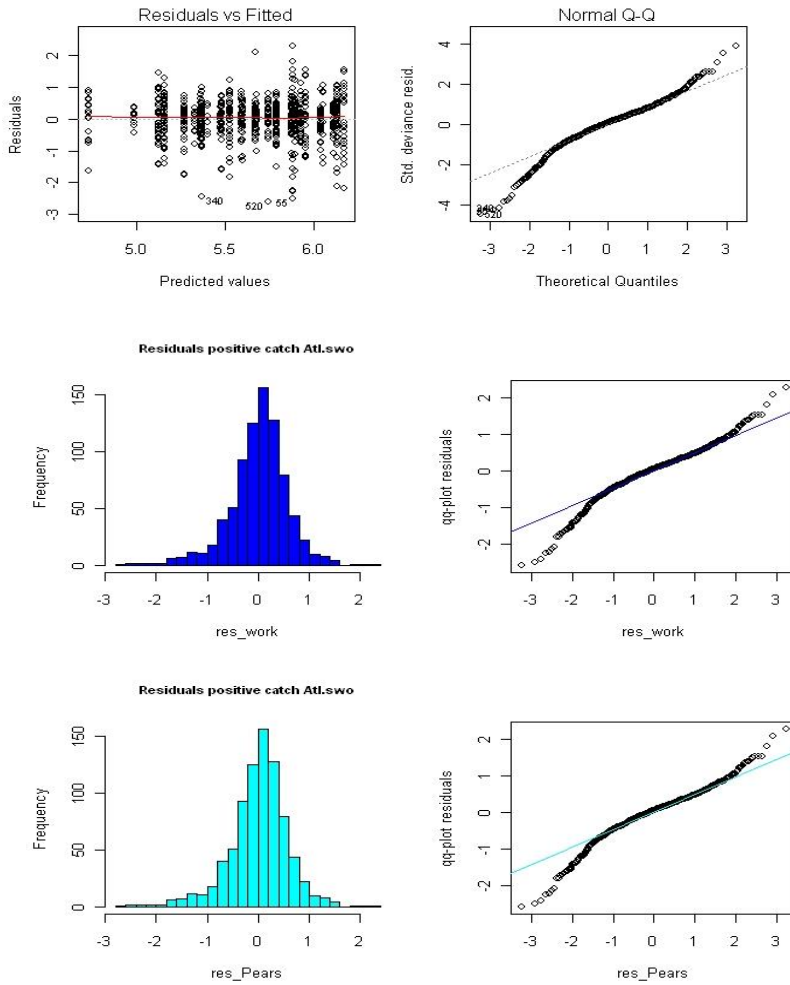
Year/Quarter	1	2	3	4	Total
<b>2005</b>	8	24	22	25	<b>79</b>
<b>2006</b>	41	12	31	52	<b>136</b>
<b>2007</b>	36	15	19	20	<b>90</b>
<b>2008</b>	18	16	26	21	<b>81</b>
<b>2009</b>	24	6	28	34	<b>92</b>
<b>2010</b>	34	17	41	34	<b>126</b>
<b>2011</b>	36	12	35	34	<b>117</b>
<b>2012</b>	24	24	27	30	<b>105</b>
<b>Total</b>	221	126	229	250	<b>826</b>

**Table 2.** Deviance analysis and F test results.

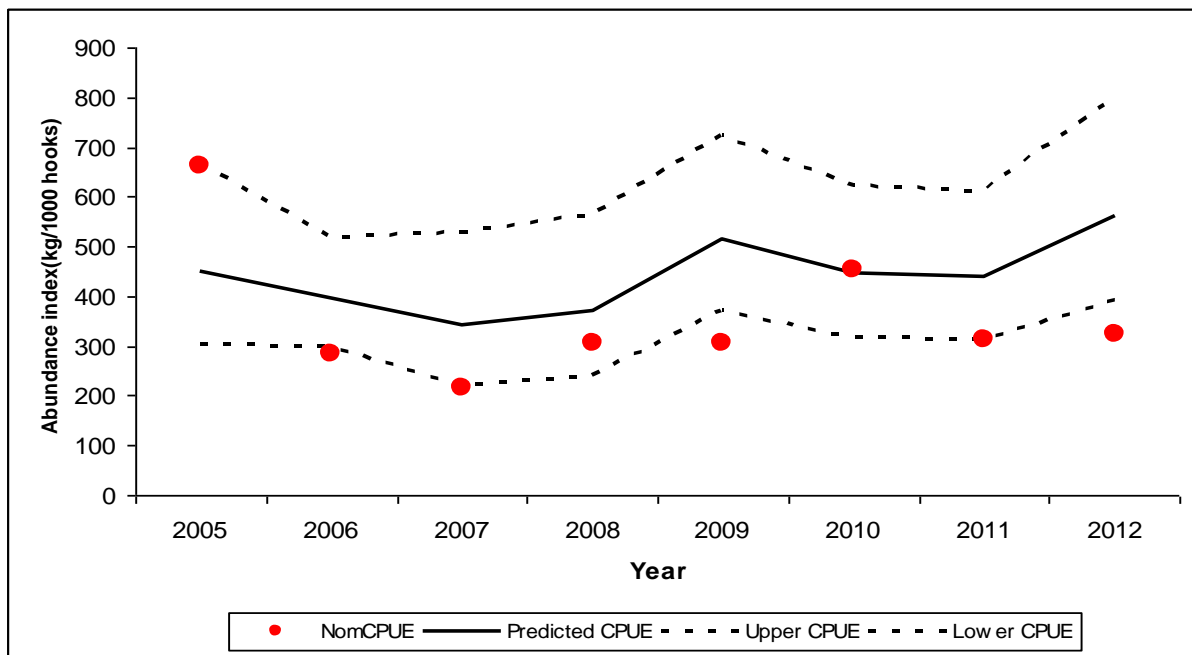
Model	Df	Deviance	Resid. Df	Resid. Dev	% explained deviance	F	Pr (>F)
<b>NULL</b>			825	387.28			
<b>Year</b>	7	46.44	818	340.83	12%	18.32	< 2.2e-16 ***
<b>Quarter</b>	3	21.73	815	319.11	5.6%	20.00	1.668e-12 ***
<b>Year: Quarter</b>	21	31.59	794	287.52	8.2%	4.15	1.891e-09 ***

**Table 3.** Annual nominal and standardized CPUE in weight, with their corresponding upper and lower confidence limit at 95%. Moroccan swordfish LL fishery in the North Atlantic.

Year	Nom. CPUE	Predicted CPUEw	Upper	Lower	CV
<b>2005</b>	662.39	449.80	665.68	303.93	3.4%
<b>2006</b>	283.88	394.47	517.67	300.59	2.4%
<b>2007</b>	217.04	342.38	530.70	220.89	4.0%
<b>2008</b>	306.57	369.14	566.17	240.68	3.8%
<b>2009</b>	307.12	516.49	722.85	369.05	2.8%
<b>2010</b>	454.49	445.47	623.44	318.30	2.9%
<b>2011</b>	314.35	437.67	612.54	312.73	2.9%
<b>2012</b>	324.89	560.02	800.97	391.56	3.0%



**Figure 1.** Diagnosis plots from the GLM analysis. Moroccan swordfish LL fishery in the North Atlantic Ocean.



**Figure 2.** Trend of the standardized biomass index. Moroccan swordfish LL fishery in the North Atlantic Ocean, 2005-2012.

## A GENERALIZED BAYESIAN SURPLUS PRODUCTION STOCK ASSESSMENT SOFTWARE (BSP2)

Murdoch K. McAllister<sup>1</sup>

### SUMMARY

*A generalized Bayesian surplus production stock assessment software (BSP2) is presented as an update to ICCAT's current BSP software. BSP2 differs from BSP in a few different respects. Most importantly, BSP2 provides a state-space implementation of the deterministic Bayesian generalized surplus production model found in BSP. BSP2 models both process error in the dynamics equations to account for the effects of, e.g., interannual variation in recruitment, and error in predicted observations. BSP2 provides outputs to enable the computation of Bayes factors (BFs). BFs show Bayes posterior weights for different models and can be particularly important when structurally different models suggest different interpretations of stock status. A generalized production function implementation (i.e., the Fletcher model) is incorporated in which the ratio of the most productive stock size to carrying capacity can be set at hypothesized values other than the Schaefer model value of 0.5. The software can accommodate a variety of different priors for key parameters including carrying capacity (K), the maximum rate of population increase (r), and the ratio of stock biomass in the initial year to carrying capacity ( $B_{init}/K$ ).*

### RÉSUMÉ

*Le programme d'évaluation des stocks de production excédentaire bayésienne généralisée de l'ICCAT (BSP) est présenté en tant qu'actualisation du programme BSP actuel de l'ICCAT. Le BSP2 diffère du BSP à différents égards. Plus important encore, le BSP2 fournit une mise en œuvre état-espace du modèle bayésien déterministe de production excédentaire généralisée rencontrée dans le BSP. Le BSP2 modélise à la fois l'erreur de processus dans les équations dynamiques pour tenir compte des effets de, p.ex. la variation interannuelle dans le recrutement, et l'erreur dans les observations prédites. Le BSP2 fournit des résultats afin de permettre le calcul des facteurs bayésiens (BF). Les BF montrent les pondérations bayésiennes a posteriori pour différents modèles et peuvent s'avérer particulièrement importants quand des modèles structurellement différents suggèrent différentes interprétations de l'état du stock. Une mise en œuvre de la fonction de production généralisée (p.ex. le modèle de Fletcher) est incorporée en vertu de laquelle le ratio de la taille du stock le plus productif par rapport à la capacité de charge peut être établi à des valeurs postulées autres que la valeur de 0,5 du modèle de Schaefer. Le programme peut intégrer plusieurs priors pour les paramètres-clés, dont la capacité de charge (K), le taux maximum d'accroissement de la population (r) et le ratio de la biomasse du stock de l'année initiale par rapport à la capacité de charge ( $B_{init}/K$ ).*

### RESUMEN

*Se presenta un programa de evaluación de stock de producción excedente bayesiano generalizado (BSP2) como actualización para el actual programa BSP de ICCAT. El BSP2 difiere del BSP en unos cuantos aspectos. El más importante, el BSP2 proporciona una implementación estado-espacio del modelo de producción excedente bayesiano generalizado determinista de BSP. El BSP2 modela tanto el error de proceso en las ecuaciones dinámicas para tener en cuenta los efectos de, por ejemplo, la variación interanual en el reclutamiento, y el error en las observaciones predichas. El BSP2 proporciona resultados para permitir el cálculo de los factores Bayes (BF). Los BF muestran las ponderaciones posteriores bayesianas para diferentes modelos y pueden ser especialmente importantes cuando modelos estructuralmente diferentes sugieren distintas interpretaciones del estado del stock. Se incorpora la implementación de una función de producción generalizada (es decir, el modelo Fletcher) en la que la ratio entre el tamaño más productivo del stock y la capacidad de transporte puede establecerse en valores hipotetizados diferentes al valor de 0,5 del modelo Schaefer. El programa puede integrar una amplia variedad de distribuciones previas diferentes*

<sup>1</sup> Fisheries Centre, AERL, 2202 Main Mall, University of British Columbia, Vancouver, B.C., Canada, V6T 1Z4.  
m.mcallister@fisheries.ubc.ca

para parámetros clave, lo que incluye la capacidad de transporte ( $K$ ), la tasa máxima de incremento de la población ( $r$ ) y la ratio de la biomasa del stock en el año inicial con respecto a la capacidad de carga ( $B_{ini}/K$ ).

#### KEYWORDS

*Bayesian surplus production, State-space model,  
Generalized production function, Bayes factors*

### Introduction

This paper presents an updated version of ICCAT's deterministic Bayesian surplus production model (BSP) software documented in McAllister *et al.* (2001) and McAllister and Babcock (2006). The updated software offers a state-space model version that permits the user to specify a fixed value for the standard deviation in annual deviates from the state dynamics equations. Observation error variance is obtained via iterative re-weighting. The updated software enables the computation of Bayes factors for different model runs when structurally different models are fitted to the same data sets (Kass and Raftery 1999). Bayes factors provide an empirical probabilistic basis to evaluate the credibility of different model runs and can be applied to summarize uncertainty in results between different model runs and combine these results to form mixture distributions that represent the joint uncertainty between different models (McAllister and Kirchner 2002). The updated software includes as before a generalized production function in which the ratio of biomass at maximum production to carry capacity can be fixed at values other than the constant of 0.5 in the Schaefer production model (McAllister *et al.* 2000). An implementation in which fishing effort for a given fishing fleet is used as a covariate for fishing mortality rate and the catchability coefficient is estimated from the prediction of one or more catch observations is incorporated (Stanley *et al.* 2009).

The updated software has been developed through implementations in peer-reviewed assessments of numerous Canadian fish stocks (e.g., Stanley *et al.* 2009, 2012, Yamanaka *et al.* 2012a, McAllister and Duplisea 2011). The updated BSP software has offered a flexible framework with which to explore alternative hypotheses about how growing seal and sea lion populations have impacted rockfish populations (Yamanaka *et al.* 2012a), about technological creep in abundance indices derived from long time series of commercial trawl data (King *et al.* 2012), and about how bycatch in spatially extensive non-target fisheries have contributed to stock declines in low productivity rockfish stocks (Stanley *et al.* 2009, 2012). The updated BSP software (BSP2) is illustrated with an application to data from the 2013 stock assessment of North Atlantic swordfish (ICCAT 2010).

### Surplus production model equations

The updated BSP software (BSP2) applies a Bayesian surplus production model (Prager 1994; McAllister and Babcock 2006) that utilizes Sampling Importance Resampling (Rubin 1987, 1988). The surplus production model is updated using a conventional state-space formulation (Millar and Myer 2000; Stanley *et al.* 2009). The version of the model applied in this updated BSP software package have been developed for and applied in several peer-reviewed stock assessments that have been conducted by Fisheries and Oceans Canada. These include B.C. Bocaccio rockfish (Stanley *et al.* 2009, 2012), inside waters yelloweye rockfish (Yamanaka *et al.* 2012a), inside and outside waters quillback rockfish (Yamanaka *et al.* 2012b), four offshore lingcod stocks (King *et al.* 2012) and four Atlantic redfish stocks (McAllister and Duplisea 2011, 2012). Required inputs for the program are a time series of catch biomass starting from near the beginning of the fishery, at least one catch rate (CPUE) index of abundance with coefficients of variation (CV) for model fit deviations and fixed values for the state-space process error variance ( $\sigma_{\text{process}}$ ) and autocorrelation coefficient for future process error deviates ( $\rho$ ). Estimated parameters include carrying capacity ( $K$ ), the maximum intrinsic rate of population growth ( $r$ ), the biomass in the first modeled year defined as a ratio of  $K$  ( $p_0$ ), variance parameters for each CPUE series, and constant of proportionality ( $q$ ) for each CPUE series. Prior probability distributions (priors) were specified for all of the estimated parameters.

### Deterministic model components

The default surplus production model in the software is Prager's instantaneous  $F$  version of the Schaefer production model (Schaefer 1954; Prager 1994). State dynamics are modelled by assuming that biomass in a given year is a function of biomass in the previous year, the instantaneous fishing mortality rate, and two parameters that describe the impact of earlier biomass in growth,  $r$  and  $K$ :

$$(F1) \quad B_{y+1} = B_y + rB_y \left(1 - \frac{B_y}{K}\right) - F_y B_y$$

where  $y$  is the year,  $B_y$  the stock biomass at the start of year  $y$ ,  $r$  the intrinsic rate of increase,  $K$  the carrying capacity and  $F_y$  the instantaneous fishing mortality rate during year  $y$ . For the initial year, an additional parameter,  $p_0$ , is estimated which gives the ratio of initial stock biomass to carrying capacity (e.g., for north Atlantic swordfish,  $p_0 = B_{1950}/K$ ).

Abundance indices are assumed to be directly proportional to stock biomass. The deterministic observation equation is:

$$(F2) \quad \hat{I}_{j,y} = q_j B_y$$

where  $q_j$  is the constant of proportionality for the abundance index  $j$ ,  $I_{j,y}$  the observed abundance index  $j$  in year  $y$  and  $\hat{I}_{j,y}$  is the model predicted value for  $I_{j,y}$ .

### Stochastic model components

The state-space approach allows for deviations from model predictions (i.e., random variability) in both (i) the data (e.g., relative biomass indices) and (ii) the unobserved state of the system of interest (e.g., annual stock biomass that has recruited to the fishery) (Millar and Meyer, 2000). These two components of the system are modelled within a single probabilistic framework that can be highly flexible (Rivot *et al.*, 2004). Fisheries modellers tend to choose multiplicative lognormal errors (Millar and Meyer, 2000), which is what is applied in the presented model. The abundance index data are assumed to be lognormally distributed:

$$(F3) \quad I_{j,y} \sim \text{lognormal} \left( \ln(\hat{I}_{j,y}), \sigma_{\text{obs},j}^2 \right)$$

where  $I_{j,y}$  is the observed index of abundance for series  $j$  in year  $y$ ,  $\hat{I}_{j,y}$  is the predicted index for series  $j$  and  $\sigma_{\text{obs},j}$  is the standard deviation in the error deviation between the log predicted index and the log observed index  $j$ .

The stochastic form equation F1 (i.e., the process equation) is:

$$(F4a) \quad \log(B_{y+1}) = \log \left( B_y + rB_y \left(1 - \frac{B_y}{K}\right) - F_y B_y \right) + \varepsilon_{\text{process},y} - \frac{\sigma_{\text{process}}^2}{2}$$

where,  $\varepsilon_{\text{process},y} \sim \text{Normal} \left( 0, \sigma_{\text{process}}^2 \right)$ .

Given these equations, the expected value for  $B_{y+1}$  is:

$$(F4b) \quad E(B_{y+1}) = B_y + rB_y \left(1 - \frac{B_y}{K}\right) - F_y B_y$$

Also, under unfished conditions the posterior mean of  $B_y$  is  $K$  and under the maximum sustainable harvest rate the posterior mean of  $B_y$  is  $K/2$ .

The stochastic form of equation F2 (i.e., the observation equation) is:

$$(F5) \quad \log(I_{j,y}) = \log(q_j) + \log(B_y) + \varepsilon_{obsj,y}$$

where  $\varepsilon_{obs,j,y} \sim \text{Normal}(0, \sigma_{obs,j}^2)$ .

Both  $\varepsilon_{process,y}$  and  $\varepsilon_{obs,j,y}$  are i.i.d. random variables in all modelled years up to 2012. For each future year in the projections, I have modelled  $\varepsilon_{process,y}$  to be positively autocorrelated with a correlation coefficient,  $\rho$  (see Stanley *et al.* (2009) for details on the autocorrelation equations). There were too few years in which it was possible to estimate the correlation in process error deviates because non-zero estimates of process error only became non-zero after 2000. I therefore applied the commonly applied default value for  $\rho$  of 0.5. The sensitivity of results to different values for  $\rho$  was evaluated in the BSP application to bocaccio (Stanley *et al.* 2009) and projection results were found to be relatively insensitive to values between 0.5 and 0.7 but more pessimistic than assuming that  $\rho = 0$ .

A summary of key parameters estimated in the surplus production model is provided in **Table 1**. A summary of derived management parameters is provided in **Table 2**.

A summary of prior distributions for estimated parameters is given in **Table 3**. A more detailed description of the methods used to determine each prior is provided below.

### Computing a prior density function for the maximum intrinsic rate of increase ( $r$ )

The prior for  $r$  for North Atlantic swordfish that had been formulated by McAllister *et al.* (2000) and had been applied in assessments since then was updated using an updated methodology and inputs. McAllister *et al.* (2000) applied a stochastic life-table approach to compute a prior for the maximum intrinsic rate of increase ( $r$ ) for North Atlantic swordfish. This is the base case prior for  $r$  that has been applied in ICCAT's BSP applications to Atlantic swordfish since then. McAllister *et al.*'s (2000) methodology includes input distributions for the survival rate of pre-recruits and the natural mortality rate of fish that have recruited to the exploitable stock biomass. It presumes fixed assumptions about fecundity at age and the fraction mature at age. This methodology has been extended in Canadian BSP2 stock assessments (e.g., Stanley *et al.* 2009; Yamanaka *et al.* 2012a) to a more easily parameterized protocol that applies the Euler-Lotka method to compute  $r$  (Lotka 1907) which offers a near exact approximation of the Leslie matrix approach (McAllister *et al.* 2001). Stanley *et al.* (2009) replaces the prior for egg to age 1 survival rate with a prior for the steepness stock-recruit parameter. Steepness is a unitless parameter that reflects the fraction of average unfished recruitment achieved when spawning potential is reduced to 20% of unfished conditions. While it was possible to use literature based estimates of batch fecundity and frequency of spawning bouts to formulate a prior for egg to age zero survival rate (McAllister *et al.* 2000), the quantification of uncertainty in survival rate was entirely arbitrary. The formulation of a prior for the steepness parameter is more accessible due to its common usage in stock assessments and the numerous meta-analyses of stock-recruit data sets that have formulated priors for steepness whereby the central tendency and variance can have a rigorous empirical basis (Dorn 2002; Michielsens and McAllister 2004; Forrest *et al.* 2010). The updated methodology includes uncertainty the stock-recruit steepness ( $h$ ) parameter and the rate of natural mortality ( $M$ ), means and variances for the female growth parameter estimates, the length to weight conversion factors, and parameters for the fraction maturity-at-age schedule (the prior covariances in parameter values can be assumed to be zero or can be empirically based). See appendix A for details on the updated methodology and inputs. The resulting prior was lognormal with a mean of 0.424 and a CV of 0.39.



## Carrying capacity ( $K$ )

The prior for carrying capacity ( $K$ ) in BSP has been commonly assumed to be uniform over a large range of values, e.g., between 5,000 tonnes and 1,000,000 tons in the current illustration, to enable equal credibility for small and large possible values for  $K$ . The upper bound could be set at the highest unfished stock size of any related fish stock worldwide or at some large value beyond the support of the data (i.e., where the posterior density is very close to zero relative to the mpd).

In some stock assessments, (e.g., McAllister and Duplisea 2011; King *et al.* 2012) a uniform prior on  $K$  has appeared to be unsuitable because posterior distributions for some assessed stock units had a thick tail at the upper bound. This problem has previously been noted by Millar and Meyer (2000). An alternative approach is to apply a uniform prior over the log of  $K$  with the same upper and lower bounds (see McAllister and Duplisea 2011 and King *et al.* 2011). This alternative thins out the flat upper tail in posteriors for  $K$  and initial stock size, but has relatively little influence on posterior median results for all quantities of interest.

Chris Francis (pers. comm) has suggested that uniform on  $\log K$  or uniform on  $\log(B_0)$  is more consistent with logical reasoning about uncertainty than a uniform on  $K$  prior. For example, it would appear to be more logically consistent to suggest that relative ranges of values are equally credible at different point values for  $K$ . Take for example a hypothesized value for  $K$  of e.g. 100,000 tons. A biologist could claim quite fairly that he or she is uncertain about  $K$  plus or minus 50% whether it was 100,000 tons, 500,000 or 5,000,000 tons. It would seem to be less credible to claim that he or she was equally uncertain whether it was 100,000 tons plus or minus 50,000 tons (plus or minus 50%) or 500,000 tons, plus or minus 50,000 tons (i.e., plus or minus 10%) or 5,000,000 tons plus or minus 50,000 tons (plus or minus 1%). Presuming a constant fixed range of values at increasingly higher values for  $K$  would thus appear to be increasingly more certain at higher values of  $K$ . In contrast, a uniform on  $\log K$  prior would imply the same relative (or percentage) uncertainty at increasingly higher values of  $K$ . The uniform prior over the log of  $K$  is thus suggested as an alternative reference case prior for  $K$ .

## Ratio of initial biomass to carrying capacity ( $P_0$ )

The first year of the total catch time series for North Atlantic swordfish is 1950. The prior distribution for  $p_0$  from previous Atlantic swordfish assessments suggests the stock biomass in 1950 ( $B_{1950}$ ) was at lightly fished conditions at this time. The prior for  $p_0$  was assumed to be log-normal with a prior mean of 0.85 and a SD in  $\log(p_0)$  of 0.25 (ICCAT 2010).

## Process error variance

To illustrate the implementation of a state-space BSP model, the standard deviation of  $\varepsilon_{process,y}$ ,  $\sigma_{process}$ , was arbitrarily set at different values ranging from 0.005 to 0.15 in several different model runs to evaluate the effect on stock assessment results of applying different values for  $\sigma_{process}$ . Implementing non-zero values for  $\sigma_{process}$  allows the model to account for interannual variability in stock biomass due to variability in stock dynamics processes that were not explicitly modeled (e.g., interannual variability in recruitment, variation in growth and the rate of natural mortality). A value for  $\sigma_{process}$  of 0.05 would result in interannual changes in total recruited stock biomass of about 5% on average. A continued run of 5% positive errors would result in a net 28% increase in stock biomass in five years, all other things being equal. This would be 45% with  $\sigma_{process}$  set at 0.075, 65% at 0.1 and about 111% at 0.15. As the value for  $\sigma_{process}$  increases, numerical integration becomes less computationally efficient. This is due to more of the importance draws resulting in trajectories that are inconsistent with the data and that cause the population to crash prior to the current year. The number of draws required to achieve reasonably precise estimates of the target posterior density functions thus increased markedly as  $\sigma_{process}$  was increased to 0.15 and final posterior approximations, though sufficiently precise were slightly more bumpy with the largest values tried for  $\sigma_{process}$ . As  $\sigma_{process}$  was increased, it would be expected that the outputted value for  $\sigma_{obs,j}$  at the mpd would decrease. In this instance, the model fit value for  $\sigma_{obs,j}$  at the posterior mode was insensitive to the inputted value for  $\sigma_{process}$  and remained at about 0.25.

As in Stanley *et al.* (2009) and McAllister and Duplisea (2012), I will evaluate the sensitivity of results to this parameter. I have applied a range of values including 0.005, 0.01, 0.05, 0.075, 0.1 and 0.15. The lowest setting for  $\sigma_{process}$ , i.e., at 0.005, approaches an observation error only model and the model behaved nearly identically to the original BSP model version (McAllister and Babcock 2006).

## Observation error variance

Values for  $\sigma_{\text{obs},j}$  (i.e., the standard deviation of  $\varepsilon_{\text{obs},j}$  from equation F-5) using this methodology are obtained by implementing a procedure of iterative reweighting for each model run. For each abundance index, a trial inputted value for  $\sigma_{\text{obs},j}$  is applied and a model fit value for  $\sigma_{\text{obs},j}$  is obtained at the posterior mode or maximum posterior density (mpd). This value is taken and inputted and the model is rerun subsequently to obtain the mpd of parameter values. This iterative process is repeated until the inputted and model fit values are practically identical (usually only one or two iterations is sufficient). The last outputted value for  $\sigma_{\text{obs},j}$  is increased by about 20% and applied as an input to importance sampling to accommodate model fits that deviate from the posterior mode and to thus avoid producing posterior distributions that are too narrow, i.e., based on values for  $\sigma_{\text{obs},j}$  obtained at the mpd. The outputted values obtained for  $\sigma_{\text{obs},j}$  tended to be similar across different model runs (at about 0.25), with 0.3 being the value that was applied in all runs.

It is presumed that values for  $\sigma_{\text{obs},j}^2$  are the sum of (i) the variance for each index  $j$ , determined analytically from the construction of the survey indices ( $\sigma_{\text{ind},j}^2$ ) and (ii) the variance presumably due to interannual processes affecting the annual availability of the fish stock to the gear or fleet associated with the abundance index ( $\sigma_{\text{int},j}^2$ ) (e.g., due to variation in the spatial distribution of the fish stock,  $\sigma_{\text{obs},j}^2 = \sigma_{\text{ind},j}^2 + \sigma_{\text{int},j}^2$ ). Thus in the iterative reweighting, when values for  $\sigma_{\text{ind},j}$  were available, the values for  $\sigma_{\text{int},j}$  were adjusted so that the inputted values for  $\sigma_{\text{obs},j}$  exceeded by about 20% the values for  $\sigma_{\text{obs},j}$  that were outputted from the stock assessment model.

## Constant of proportionality ( $q$ )

The prior probability density function (pdf) for the constant of proportionality for abundance indices,  $q_j$ , is by default treated as uniform on the log of  $q_j$  over the interval [-20,2]. Thus, the prior for  $q$  is treated as non-informative over a wide range of potential values. This is the so-called “Jeffrey’s prior” which is commonly applied to scale parameters such as  $q$  (Box and Tiao 1973). When there’s been no scientific research devoted to formulating an informative prior for  $q$ , it is commonly accepted that the most defensible prior for  $q$  is a non-informative one that ranges from values less than one to values above one (McAllister *et al.* 1994; McAllister and Ianelli 1997).

The computational shortcut of Walters and Ludwig (1994) for integrating the joint posterior pdf with respect to scale parameters such as  $q$  is implemented in BSP (McAllister and Babcock 2006) and BSP2. BSP2 implements this shortcut for the lognormal likelihood function of abundance indices when  $\sigma_{\text{obs},j}$  is either constant for an index or varies by year. The software also implements this shortcut should a normal density function of the abundance indices be applied, e.g., when there are one or more abundance index values that are zero (Stanley *et al.* 2009).

## Method of approximation of the posterior distribution

The sampling/importance resampling (SIR) algorithm was used to compute marginal posterior distributions for BSP model parameters and quantities of interest (Rubin 1987, 1988; McAllister *et al.* 1994). Importance sampling can be shown via the strong law of large numbers (Ross 2009) and a five line statistical proof (Appendix 2) that as the number of samples increases, the importance sampling distribution approaches the posterior density function for model parameters and derived quantities of interest (Berger 1985, p.263; McAllister *et al.* 1994). With the application of an importance function with good properties (Oh and Berger 1992), importance sampling can be reasonably swift and numerically efficient for problems with up to about 110 combined key and nuisance parameters (e.g., Stanley *et al.* 2012). An additional convenient feature of importance sampling is that it provides an efficient numerical approximation of the probability of the data given the model, which is required for the computation of Bayes factors in the evaluation of the credibility of alternative models given the data (Kass and Raftery 1995).

The key output statistics computed include marginal posterior distributions of current stock biomass ( $B_{2012}$ ), current stock biomass to carrying capacity ( $B_{2012}/K$ ), the ratio of current stock biomass to stock biomass at MSY ( $B_{2012}/B_{MSY}$ ), the replacement yield in 2012 ( $RepY_{2012}$ ), the ratio of the replacement yield in 2012 to the catch biomass in 2012 ( $RepY_{2012}/C_{2012}$ ), and the ratio of fishing mortality rate in 2012 to fishing mortality rate at MSY ( $F_{2012}/F_{MSY}$ ). Posterior samples of  $B_{2012}/B_{MSY}$ ,  $F_{2012}/F_{MSY}$ , and posterior medians for  $B_y/B_{MSY}$ ,  $F_y/F_{MSY}$ , are also outputted for the formulation of a Kobe plot to indicate stock status.

For the majority of runs, precise and consistent approximations of posterior distributions were obtained with runs that took only about 5 minutes on a notebook computer (i.e., about one million draws from the importance function). In a few instances, longer runs were required (i.e., up to 36 million importance samples) since the importance functions applied were for some parameters, e.g.,  $K$ , considerably wider than their marginal posteriors, and the strong correlation patterns between some of the parameters, e.g., were only partially accounted for in the importance function applied. However, a run of 36 million however took only a few hours of computing. The marginal posteriors for the quantities of interest were reliably estimated with the maximum importance ratio for any one draw taking no more than about 0.5% in each of the runs conducted. Runs using alternative importance functions, (e.g., with different variances in the key parameters), yielded practically identical marginal posterior estimates. Post model, pre-data runs were carried out using a few different priors for  $K$ , to evaluate the effect on the model output distributions for key quantities of interest of running the model with the priors and the catch data. The marginal prior and posterior *pdfs* of  $r$  and  $K$  are plotted below to show the extent to which priors have been updated. SIR was also applied to compute Bayes factors when comparing the credibility of alternative model settings to the reference case runs (see below). Due to major differences in interpretation, Bayes factor comparisons should not be made between runs with different priors for  $K$ , e.g., between runs with uniform on  $K$  and uniform on  $\log K$  priors.

### Diagnostics for importance sampling

BSP and BSP2 software provides both numerical and graphical outputs to help diagnose how importance sampling is performing in approaching an approximation of the posterior distribution. These different diagnostic methods are detailed in McAllister and Kirchner (2002), McAllister *et al.* (2002) and McAllister and Babcock (2006). The two most important diagnostics are the ratio of the maximum importance weight to the sum of the importance weights from a given set of draws,  $n$ , from the importance function, %mwt. As  $n$  increases, %mwt should drop systematically, with occasional small increases when a draw that resets the maximum weight occurs. No one draw should take more than a few percentage of the sum of the weights compiled from importance sampling. The maximum weights should not consistently occur in the tails of the marginal posterior distribution for any one estimated parameter. Take for example,  $K$ . A good choice of an importance function would provide maximum weights occurring more in the area of highest posterior density. A poor choice of an importance function would tend to result in maximum weights coming from draws in the upper tail of the posterior distribution with the value for  $K$  at the maximum weight getting progressively larger as importance sampling increases. This would indicate that the marginal density for  $K$  in the importance function has tails that are sharper than those of the marginal posterior distribution for  $K$  and that importance sampling should be stopped and adjustments should be made to thicken the tails of the importance function for  $K$ .

The BSP2 software provides live updated values of %mwt, a graph of %mwt against the number of importance samples, a table printing values for all parameters at the posterior mode and a table next to it printing values for all parameters obtained at the draw with the maximum weight. Should the value for e.g.  $K$  at the maximum weight be consistently several times higher than the value at the mode and should this value at the maximum weight increase as %mwt are updated, then this would indicate that importance sampling should be stopped and the importance function readjusted to improve sampling efficiency.

A second useful diagnostic is the ratio of the coefficient of variation (CV) in the weights to the CV in the product of the prior and the likelihood function from the draws taken from the importance function ( $CV(w)/CV(LP)$ ). A ratio of less than one suggests that the variation in the weights from the importance samples taken is less than the variation in the posterior surface and that the importance function applied is providing a stable approximation of the posterior distribution of interest. For example, if the importance function was actually the posterior density function itself, the value of the importance weights from importance draws would be constant and  $CV(W)$  would be zero. However, the variation in LP would reflect the variation in the relative posterior density of values of parameters taken from the importance function. The values of  $CV(w)$  and  $CV(LP)$  are also printed in an on-screen table, live with updates as importance sampling is carried out. With the most efficient importance functions for BSP2 and good datasets,  $CV(w)$  can remain as low as less than five. However, should a large value for  $\sigma_{\text{process}}$  be applied, e.g., 0.15,  $CW(w)$  could be in the low to mid 200s.

## Definition of reference case

I develop and present results using a reference case set of inputs and assumptions. For the reference case run, all inputs, assumptions and settings are to be based where possible on the best available information and scientific judgment. Prior distributions used in the reference case have been described above. The following list summarizes the key settings for the North Atlantic swordfish case study application:

- Prior mean  $r$  formulated for this stock (Appendix A).
- Stock trend index was the base case stock trend index in ICCAT (2013).
- Likelihood function of the abundance index data follows a lognormal distribution as in ICCAT (2009)
- Schaefer surplus production function ( $B_{MSY}/K=0.5$ ) (as in ICCAT 2010)
- Prior mean  $p_0$  ( $B_{1950}/K$ ) = 0.85, prior  $SD(\log(p_0))=0.25$  as in ICCAT (2009).
- $\sigma_{\text{process}}$  set at 0.05.
- Uninformative prior for  $q$
- Lag 1 autocorrelation with the autocorrelation coefficient,  $\rho$ , set at 0.5 starts in 2012 (see Stanley *et al.* 2009 for the equations).
- CVs for stock trend indices obtained by iterative reweighting, with fixed observation error from survey imprecision and process error components determined by fitting the BSP model to the data to find the parameter values that give the maximum posterior density (mpd).

I allowed for the possibility of updating the reference case settings based on Bayes factor results obtained after fitting the model to the data in the different sensitivity analyses. I applied conservative criteria for updating the reference case settings to reduce the possibility of making excessively frequent and numerous changes or poorly justified changes that could result from random variation in the data when reference case settings are actually better approximations than the alternative settings. I would consider suggesting a revision of the reference case settings only if there was a very strong weight of evidence (e.g., a Bayes factor of less than 1/50 (see below)) against the reference case setting compared to the most credible alternative setting for some model component) in the posterior results.

## Sensitivity analyses

Sensitivity tests were conducted to evaluate the effect of stock assessment model assumptions on stock status and projection results. A summary of the additional model runs carried out in this assessment is provided in **Table 4**, and a brief description of each analysis is provided below.

Prior distribution for  $K$  - To evaluate the sensitivity of model results to the prior distribution for  $K$ , two additional runs were conducted: one with a uniform on log  $K$  prior and a lognormal prior for  $K$  with a mean of 200,000 tons and a SD in the log of  $K$  of 0.8.

Prior distribution for  $r$  - To evaluate the sensitivity of model results to the informative prior distribution for  $r$ , two additional runs were conducted: one with a high prior mean for  $r$  and one with a low prior mean for  $r$ . The low  $r$  prior was obtained by applying a prior mean for  $r$  (0.28) that was two thirds of the reference case prior mean, while the high  $r$  prior was obtained by using a prior mean (0.56) that was one third higher than the reference case prior mean (0.42). The prior CVs were held constant at 0.49.

Prior distribution on  $B_{1950}/K$  ( $p_0$  or  $B_{\text{init}}/K$ ) -  $p_0$  typically cannot be estimated from available data and when catch records are available from near to the beginning of the fishery or lightly exploited conditions it is commonly assumed that  $B_{\text{init}}/K$  falls at 90-100% of  $K$ . It has been found that if the catch series is more than a few decades, the final results are insensitive to the value assumed for  $p_0$ , provided it is over about 50%. In the BSP model, alternative prior means of 0.7 and 1.0 were considered.

Uncertainty in catch estimates - The influence of uncertainty in historic catch is evaluated by conducting runs where annual fixed catch values for all fisheries combined are set at 75% and then 150% (i.e., 0.5 and 2.0 times) of the time series of compiled fixed catch values. It is presumed that catch records earlier in the series were less well determined than those later in the series. Arbitrarily, 1985 was presumed as the cut-off point between less and more well determined catch records. Thus one alternative set of catch records was obtained by multiplying catch records 1950-1985 by 0.75 and leaving the catch records in subsequent years as is. A second alternative set of catch records was obtained by applying a catch multiplier of 1.5 also only to records 1950-1985.

Uncertainty in the standard deviation (SD) in process error ( $\sigma_p$ ) deviates in annual stock biomass – Due to having one only time series of abundance, it is not possible to jointly estimate  $\sigma_p$  and the standard deviation in observation error deviates for the different abundance indices ( $\sigma_o$ ). I thus evaluated the sensitivity of results to applying a lower and higher value for  $\sigma_p$ . The values applied in this sensitivity analysis were 0.005, 0.01, 0.05, 0.075, 0.10 and 0.15.

Uncertainty in the form of the surplus production function – it is typically not possible to estimate the third parameter in generalized surplus production functions such as the Fletcher or Pella Tomlinson models (Quinn and Deriso 1999). It is common thus to apply only the Schaefer surplus production model for which  $B_{msy}/K$  is fixed at 0.5. McAllister *et al.* (2000) provide a variant of the Fletcher production function that can incorporate an informative prior for  $r$  and avoids the infinite slope at the origin of the Fletcher and Pella Tomlinson functions when  $B_{msy}/K$  approaches and drops below  $1/e$  (about 0.368). The original BSP and updated BSP2 software packages include this Fletcher model variant. I evaluate the sensitivity of results to setting  $B_{msy}/K$  at 0.3, 0.4 and 0.6.

### **Evaluation of credibility of alternative sensitivity analysis scenarios**

To compare the credibility of competing model runs given the data in sensitivity analyses, I computed Bayes factors (Kass and Raftery 1995) for the reference case and for each of the related sensitivity runs. Bayes factors account for both the relative goodness of fit of the model to the data and the parsimony for each of the alternative models. They are calculated as the ratio of the marginal probability of the data for one model to that for another model. Bayes factors were computed by approximating the marginal posterior probability of the data given the model using the average value of the importance weights obtained from each model run (Kass and Raftery 1995; McAllister and Kirchner 2002). In all instances I referenced Bayes factors to our reference case model settings, i.e., the probability of the data for the reference case model was placed in the denominator and that for the model to which it was compared in the numerator. It is commonly held that nothing should be made of Bayes factor unless the value for it departs substantially from 1. Even fairly large or small Bayes factors can come from random chance in the data and possible misspecification of probability models for the data, e.g., treating annual errors for each observed index value as independent when they may not be independent. Thus, while a factor of 1/10 may appear to provide strong evidence against a model, the difference in fits of the model to the data could still have resulted from random chance in the data. Intermediate values for Bayes factor (e.g., between about 1/100 and 100) should be interpreted with restraint. Models with Bayes factors of about 1/100 could be interpreted as unlikely but not discredited. When Bayes factor is less than 1/1000, the model with lower credibility can be viewed as highly unlikely relative to the other.

Bayes factors can be used in decision tables to indicate the relative weight of results from different scenarios that are presented in a decision table (e.g., Yamanaka 2012a, 2012b, King *et al.* 2012). As has been noted previously it is recommended that the posterior probabilities that can be derived from Bayes factors for different model runs not be applied for model averaging of results especially for stock status indicators. Taking the average of results obtained from different models to provide a management recommendation could be nonsensical and possibly dangerous depending on how the combined results are presented. For example, the mean or median value of a bimodal mixture distribution could yield an intermediate result between the two alternative scenarios that had close to zero probability density, i.e., close to zero credibility compared to values closer to the modes of the mixture distribution. This could happen when the modes were separated and there was close to zero probability density between the modes in the mixture distribution. In such case, it would be inappropriate to report the model averaged, e.g., mean or median value from the combined outputs from two different models. This point has been made numerous times in the past and there should be some conventions adopted for instances in which there is multi-modality in the combined output distributions from different models, e.g., if there is multi-modality it would appear to report output values only from the different modes, and not from the medians, or means of the combined distribution.

The outputted value that is to be used in Bayes factor computations is the natural logarithm of the average importance weight taken from all of the samples from the importance function. Bayes factor for a given model run,  $i$ , is computed as:

$$BF(m_i) = \frac{\exp(\ln(\overline{w}_i) - \text{const})}{\exp(\ln(\overline{w}_r) - \text{const})}$$

where  $\overline{w}_i$  is the average value for the importance weights from model  $i$ ,  $\overline{w}_r$  is the average value for the importance weights from the reference case model and  $\text{const}$  is a constant value that prevents the operation from producing excessively large or small values. The value for  $\ln(\overline{w}_i)$  can be found in the histogram output file beside the label, `log(average_wt)`.

## Results

### *Post-Model Pre-Data Runs*

A useful diagnostic from a Bayesian numerical integration is the so-called “post-model, pre-data” distribution. In this instance, the post model, pre-data distribution shows how the priors interact with the BSP model, and fixed inputs for catch before the model is fitted to the abundance index data. The post-model, pre-data distributions show the effect of the priors for model parameters, when applied in combination with the inputted values for catch, on the output distributions for the model parameters and quantities of interest such as current stock biomass and replacement yield. It is possible to find out whether the priors acting in combination and with the catch data within the simulated model structure lead to output distributions for, e.g.,  $r$  and  $K$  that are markedly different from their priors, and thereby impact the shape of the output distributions for initial and current stock biomass. This allows analysts to evaluate the extent to which fitting the model to abundance index data updated the distributions determined by the interaction of the priors and inputted catch records within the stock assessment model formulation.

When a uniform on  $K$  prior was applied, the marginal output distributions for  $K$  and  $r$ , from the post-model pre-data run, resembled the prior pdfs with only minor updates in the shape of the priors. The biomass quantities showed mostly relatively flat or dome-shaped distributions as a result of the lower and upper bound cut-off points for the prior for  $K$ , and the minimum value for  $K$  that could allow population persistence to the present with the available catch records (**Figure 1**). In contrast, when a uniform on  $\log K$  prior was applied, the marginal output distribution for  $K$  and other stock biomass quantities of interest reflected the prior down-weighting of larger values for  $K$  in the uniform on  $\log K$  prior (**Figure 1**). The outputted distributions for stock status quantities, e.g.,  $B_{cur}/B_{msy}$  and  $F_{cur}/F_{msy}$  however were influenced very little by the form of the prior for  $K$  (**Figure 1**). It is noted that the post-model pre-data output distributions were invariant to whether a data point from either one abundance index series or a data point from each of more than one abundance index series was included in the computation.

### *SIR diagnostics*

For the reference case and all runs tried, importance sampling provided numerically stable results and sufficiently precise approximations of the marginal posterior distributions for parameters within a few hours of importance sampling. Importance sampling, however, became noticeably less efficient for the runs with the largest values for the standard deviation in process error (e.g., when  $\sigma_{\text{process}}$  error was set at 0.15.). For all runs except those where when  $\sigma_{\text{process}}$  error was set at 0.15, the maximum weight from any one draw from the importance function dropped rapidly to less than 0.5% within an hour of importance sampling. In runs with  $\sigma_{\text{process}}$  error was set at 0.15 the maximum weight dropped below 1%, after a few hours when importance sampling. In all runs, the CV in the weights was less than half of the value for CV in the likelihood times the prior, and the maximum weights were not consistently in the tails of the marginal posterior density functions for key parameters.

### *Reference Case Run*

The reference case run results were very similar to results obtained with the application of ASPIC and BSP in the 2013 assessment. The model provided a fairly good fit to the abundance index data, except for one extreme outliers in the early part of the time series (**Figure 2a**). The estimated process error deviates differed relatively little from each other and without any significant difference from the prior distribution for process error (**Figure**

**2b).** Marginal posterior distributions for key parameters and quantities of interest showed a marked update from the priors and the post model-pre-data distributions (**Figure 3**). The prior for  $r$  was updated to some extent with the posterior mean for  $r$  shifting to about 0.37 (CV=0.28) down from the prior mean of 0.424 (CV=0.39) (Table 5). The update was made possible by the considerable drop in total catch biomass in the 1980s and the subsequent turn around of the stock trend index. The index increased less quickly than supported by the central tendency of the prior for  $r$ , and this led to an update in the posterior to support lower values for  $r$ . **Figure 4** shows a Kobe scatter plot of 5000 draws from the posterior density function for the quantity  $F_{2012}/F_{msy}$ ,  $B_{2012}/B_{msy}$ . The median value is centered just below the 1,1 point indicating that the current fishing mortality rate is just below the  $F_{msy}$  level and the stock biomass is very close to the  $B_{msy}$  level. The plotted trajectory of  $F/F_{msy}$  against  $B/B_{msy}$  shows that the stock decreased to below  $B_{msy}$  in the 1970s with  $F$  exceeding  $F_{msy}$  but then increased back up to the  $B_{msy}$  level as  $F$  levels decreased in the 1980s to the present.

Projections were carried out with future constant catch levels being set at 10,000, 11,000, 12,000, 13,000, 14,000 and 15,000 tons. Summary results are tabulated in **Table 6**. For 5, 10 and 20 year horizons, the model predicts that stock biomass can be expected to decrease for constant total catch policies of larger than 13,000 tons. A constant catch of 13,000 tons is expected to maintain the stock at close to its  $B_{msy}$  level.

### *Evaluation of sensitivity of results to different model settings*

Stock status results were most sensitive to applying different assumptions about the value for  $B_{msy}/K$  (**Table 7**). See **Figure 5** for a plot of the alternative surplus production functions considered. The smallest values considered, i.e., 0.3 and 0.4 resulted in a considerably posterior higher median values for  $r$  (i.e., 0.43, and 0.41, respectively) compared to the reference case in which the posterior median was 0.36. Stock status was the most optimistic under these scenarios compared to other scenarios with e.g. the posterior median value for  $B_{2012}/B_{msy}$  at 1.46 and 1.21 compared to all other scenarios which ranged between about 0.89 and 1.15 (**Table 7**). The Kobe plot showing the time trajectory of stock status shows considerable sensitivity to the assumed value for  $B_{msy}/K$  with the smallest values showing the most optimistic endpoints (**Figure 6**). The smallest value for  $B_{msy}/K$  of 0.3 had considerably higher credibility given the data, with a Bayes factor of 7.9 relative to the reference case where  $B_{msy}/K$  was set at 0.5 (**Table 8**).

Runs with different prior means for  $r$ , different scenarios for possible systematic bias in early catch records, different priors for  $K$ , and different prior means for  $p_0$ , had relatively little impact on stock status results (**Table 7**, **Figure 7**). The scenario in which historic catches prior to 1986 were considered to be systematically low or high suggested somewhat different perceptions of stock status. For example, the version with a catch multiplier of 1.5 suggested a slightly more optimistic stock status results (**Table 7**) and had 1.8 times the credibility of the reference case run (**Table 8**).

Runs with different fixed values for the standard deviation in the process error ( $\sigma_{\text{process error}}$ ), showed considerably different historic trajectories of stock biomass and increasingly variable and less precise time series of estimated process error deviates (**Figure 8**). The highest values for  $\sigma_{\text{process error}}$  scaled up the values for  $K$  and stock biomass and resulted in slightly more optimistic assessments of stock status ( $B_{2012}/B_{msy}$ ) and considerably lower values for  $F_{2012}/F_{msy}$  (**Table 7**, **Figure 9**). The estimated stock biomass trends fitted the stock trend data progressively better as  $\sigma_{\text{process error}}$  was increased but led to much wider posterior intervals for annual stock biomass (**Figure 8**). Bayes factors were not very different between runs with different values for  $\sigma_{\text{process error}}$ . Under a uniform on  $K$  prior, ranged from values as low as 0.3 for the lowest values for  $\sigma_{\text{process error}}$  and as high as 3.2 for  $\sigma_{\text{process error}}$  of 0.15. Under a uniform on  $\log(K)$  prior, Bayes factors favoured slightly lower values for  $\sigma_{\text{process error}}$ . However, none of the Bayes factors would suggest that any of the hypothesized values for  $\sigma_{\text{process error}}$  had notably lower credibility than other values.

### *Using Bayes factors for model averaging*

It is becoming increasingly common for outputs from different stock assessment model runs to be combined using the so-called approach of “model averaging”. This involves formulating a mixture distribution from the outputs of different assessment models which could be considered to be alternative interpretations of stock status and stock and fishery dynamics. This would account for uncertainty in model outputs better than considering outputs from a single run of a single stock assessment model (McAllister and Kirchner 2002). If I had a probability density function (pdf), e.g., for  $B_{cur}/B_{msy}$  from model 1 (pdf(1)), a pdf for the same quantity from model 2 (pdf(2)), and so on up to  $n$  different models, then the resulting mixture pdf of e.g.  $B_{cur}/B_{msy}$  would be

$$\text{pdf\_mixture}(1,2,\dots,n) = w(1) \times \text{pdf}(1) + w(2) \times \text{pdf}(2) + \dots + w(n) \times \text{pdf}(n)$$

where the weights,  $w(i)$  sum to 1. With BSP2, the weights are obtained by renormalizing Bayes factor for the different model runs of interest. This could produce a multi-modal density function if the modes of models 1 to  $n$  were sufficiently far apart, e.g., if there were two models and the mode of the pdf from model 1 was at 0.5 (and the CV was e.g. 0.3) and the mode of the pdf of model 2 was at 1.5 (and the CV was also small at e.g. 0.3), these two modes would be retained in the resulting mixture distribution and the mixture distribution would be much wider than either of the density functions from the two different models. Graphically, this would represent uncertainty much more effectively than showing the output distribution from only a single run of a single model.

**Figure 9** shows the marginal posterior pdfs for  $r$ ,  $B_{cur}/B_{msy}$ , and  $F_{cur}/F_{msy}$  obtained when the value for  $B_{msy}/K$  was fixed at 0.3, 0.4, 0.5 and 0.6 in different model runs. The marginal posterior pdfs show markedly different central tendencies for each of these quantities. The Bayes factors computed for the different runs show that the Bayes factors are markedly different across the four hypothesized values for  $B_{msy}/K$  and suggest nearly two orders of magnitude difference between the lowest and highest values for  $B_{msy}/K$  (**Table 8**). Rather than treating the results from different model runs as equally likely in considering different model runs, as is normally the case, it is argued that it would be more appropriate to take into account the probability of the data given the model, from the different model runs to formulate model weightings (McAllister and Kirchner 2002; McAllister 2013). This is especially important where Bayes factors are noticeably different between different model runs. Considerable differences in the interpretation of different model runs can be obtained in such circumstances as shown in the resulting mixture distributions for these quantities when either equal weights or Bayes factors are applied as the weights to combine the different outputs from the different model runs (**Figure 10**).

It is also argued that Bayes factors should also be presented in decision tables to show how projection results can be sensitive to how the stock assessment model is formed and most importantly the credibility of the different stock assessment models considered given the stock trend data. An example decision table that shows projection results from production models with different assumed values for  $B_{msy}/K$  is shown in **Table 9**. Here it is important to show that the results from the different models are not equally likely and the least likely of these that would normally be considered to be equally likely can be down-weighted given its low Bayes factor.

## Discussion

An updated version of the BSP2 software has been presented and illustrated with an application to the 2013 stock assessment data for North Atlantic swordfish. The main updates in the software include the introduction of a Bayesian state-space version of the generalized surplus production model, the provision of summary statistics to enable computation of Bayes factors, and mixture distributions of outputs from different model runs using Bayes factors. The software offers a statistically and mathematically consistent framework with which to account for both parameter and structural uncertainties in the application of time dynamic surplus production models.

The updated software also enables the computation of an additional set of diagnostic output distributions to evaluate the effect of priors for model parameters and the inputted catch records on output distributions for model parameters, stock biomass and other quantities of interest before the model is fitted to data. This allows analysts to evaluate the impact of fitting the model to the stock trend data on the output distributions of interest.

Under the reference case model settings that included a relatively conservative value for the standard deviation in process error ( $\sigma_{process}$ ), results obtained were not very different from those obtained from applications of the Prager model in the 2013 stock assessment (ICCAT 2010). These indicate that the stock is close to  $B_{msy}$  and fishing mortality rates are a little less than  $F_{msy}$ . Very substantial updates in marginal posterior distributions resulted from fitting the model to the stock trend index with the prior for  $r$  being updated considerably to a lower posterior mean than the prior mean (0.31 compared to the prior mean of 0.42). This update was produced by the lowering of catches in the 1970s and the subsequent reversal of the declining trend in the stock trend index.

The illustration of the updated software with an application to data from the 2012 assessment of North Atlantic swordfish shows that considerably different estimates of historic stock biomass can result when different values for the standard deviation in process error are applied. As standard deviation in process error was increased from very low values, i.e., 0.005, approximating a deterministic values to moderately high values, i.e., up to 0.15, the estimates of historic stock biomass nearly doubled. Stock status estimates however were less sensitive to the value assumed for  $\sigma_{process}$ , though also became slightly more optimistic as the value for  $\sigma_{process}$  was increased. Bayes factors were not very different between models with different values for  $\sigma_{process}$ , though values of 0.075 and 0.10 had slightly higher Bayes factors than other values considered. This suggests that careful a priori judgment needs to be applied in determining a reference case setting for this parameter.



Results were most sensitive to the value assumed for the ratio of stock biomass at the most productive level to unfished stock size ( $B_{msy}/K$ ). Considerably higher values for  $r$  and  $B_{current}/B_{msy}$  and lower values for  $F_{current}/F_{msy}$  were favoured by the lowest setting for  $B_{msy}/K$ . The projection results were also highly sensitive to this assumed parameter value with the most optimistic projections coming from the runs with lowest assumed value for  $B_{msy}/K$ . Bayes factors in this instance most strongly favoured the lowest value applied for  $B_{msy}/K$  (i.e., 0.3) which indicated that this version was about 8 times more credible given the stock trend data than the reference case value of 0.5. The illustration showed that the common practice of giving different model runs the same weight could have resulted in considerably different conclusions about stock status than the more statistically rigorous approach of applying Bayes factors to obtain weights for different model runs.

## Acknowledgements

Elizabeth Babcock is thanked for her meticulous work in helping to develop the first version of the BSP software package and developing a user-friendly interface and user manual for the BSP software that were not available in versions of the software that I had originally developed. Members of the ISC North Pacific blue shark working group are thanked for their discussions and feedback on an earlier beta version of the BSP2 software that I distributed to them in 2012. Groundfish scientists with Fisheries and Oceans Canada, particularly Rick Stanley, Lynne Yamanaka, Jackie King, Kendra Holt and Daniel Duplisea are all thanked for their helpful feedback on earlier versions of the BSP2 software that has since 2012 been applied to several Canadian groundfish stocks. Paul Starr is thanked for helpful comments and discussions that have stimulated numerous improvements to the software. Charles Edwards, Alistair Dunn, and Chris Francis are also thanked for comments and discussion on the methodological approach. Laurie Kell is thanked for helping to make available data for the case study application reported in this paper.

## References

- Berger, J.O., 1985. Statistical decision theory and Bayesian analysis. 2<sup>nd</sup> ed. Springer-Verlag, New York, N.Y. 617p.
- Box, G.E.P., and Tiao, G.C. 1973. Bayesian inference in statistical analysis. Addison-Wesley, Reading, Mass.
- Courtney, D., and Piner, K., 2009. Age Structured Stock Assessment of North Pacific Swordfish (*Xiphias gladius*) with Stock Synthesis under a Single Stock Scenario. ISC/09/BILLWG-3/08.
- Dorn, M.W. 2002. Advice on West Coast rockfish harvest rates from Bayesian meta-analysis of stock–recruit relationships. N. Am. J. Fish. Manage. 22(1): 280–300.
- Harley, S., Kleiber, P., and Hoyle, S., 2012. Progress Towards a Stock Assessment for Swordfish in the southern WCPO including Standardized CPUE for Spanish Swordfish Fleet. WCPFC-SC8-2012/ SA-WP-08.
- Hinton, M.G., and Maunder, M.N., 2009. Status of Swordfish in the Eastern Pacific Ocean In 2010 And Outlook For The Future. SAC-02-09.
- ICCAT. 2010. Report of the 2009 Atlantic Swordfish Stock Assessment Session. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 1-123.
- ICCAT. 2013. Report of the 2013 Atlantic Swordfish Stock Assessment Session. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, *in press*.
- Kass, R. E. and Raftery, A. E. 1995. Bayes factors. J. Am. Stat. Assoc. 90: 773–795.
- King, J.R., McAllister, M.K., Holt, K.R., and Starr, P.J. 2012. Lingcod (*Ophiodon elongates*) stock assessment and yield advice for outside stocks in British Columbia. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/124. 177 p.
- McAllister, M.K. 2013. Using Bayes factors to evaluate the credibility of stock-recruitment relationships for Atlantic bluefin tuna. ICCAT Standing Committee on Research and Science Document SCRS/ 2012/54, 26 pp.
- McAllister, M.K., and Ianelli, J.N. 1997. Bayesian stock assessment using catch-age data and the sampling/importance resampling algorithm Can. J. Fish. Aquat. Sci. 54, 284-300.

- McAllister, M.K. and Babcock, E.A. 2002. "Importance sampling issues in the 1998 large coastal shark assessment ". National Marine Fisheries Service 2002 Shark Evaluation Workshop, Panama City, Florida. SB-02-25.
- McAllister, M.K. and Kirchner, C.H. 2002. Accounting for structural uncertainty to facilitate precautionary fishery management: illustration with Namibian orange roughy. In "Targets, Thresholds, and the Burden of Proof in Fisheries Management" Mangel, M. ed. Bull. of Mar. Sci., 70(2). 499-540.
- McAllister, M.K. and Babcock, E.A. 2006. Bayesian surplus production model with the Sampling Importance Resampling algorithm (BSP): A user's guide. Available from: <http://www.sefsc.noaa.gov/library.jsp> (January 27, 2010).
- McAllister, M. and Duplisea, D.E. 2011. Production model fitting and projection for Atlantic redfish (*Sebastes fasciatus* and *Sebastes mentella*) to assess recovery potential and allowable harm. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/057 vi + 75 p.
- McAllister, M. and Duplisea, D.E. 2012. Production model fitting and projection for Atlantic redfish (*Sebastes fasciatus*) in Units 1 and 2. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/103. iii + 34 p.
- McAllister, M.K., Babcock, E.A., Pikitch, E.K. and Prager, M.H. 2000. Application of a non-equilibrium generalized production model to South and North Atlantic Swordfish: combining Bayesian and demographic methods for parameter estimation. International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas, Madrid. ICCAT Col. Vol. Sci. Papers SCRS/99/85.
- McAllister, M.K. Pikitch, E.K. and Babcock, E.A. 2001. Using demographic methods to construct Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 58(9): 1871-1890.
- McAllister, M.K., Babcock, E.A., Pikitch, E.K. and Prager, M.H., 2000, Application of a non-equilibrium generalized production model to South and North Atlantic swordfish: Combining Bayesian and demographic methods for parameter estimation). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 51(5): 1523-1550.
- McAllister, M.K., Pikitch, E.K., Punt, A.E. and Hilborn, R. 1994. A Bayesian approach to stock assessment and harvest decisions using the Sampling/ Importance Resampling Algorithm. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 51, 2673-2687.
- Millar, R.B. and Meyer, R. 2000. Non-linear state space modelling of fisheries biomass dynamics by using Hastings–Metropolis within-Gibbs sampling. Appl. Stat., 49: 327–342.
- Prager, M. H. 1994. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. Fish. Bull. (U.S.) 92: 374–389.
- Nishida, T., and Wang, S.P. 2009. Preliminary stock assessment of swordfish (*Xiphias gladius*) in the Indian Ocean by the Age Structured Production Model (ASPM) (1952-2007). IOTC-2009--WPB7.
- Oh, M.S., and Berger, J.O. 1992. Adaptive importance sampling in Monte Carlo integration. J. Stat. Comput. Simul. 41: 143-168.
- Quinn, T.R. and Deriso, R.B. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Oxford University Press.
- Rivot, E., Prévost, E., Parent, E. and Baglinière, J.L. 2004. A Bayesian state-space modelling framework for fitting a salmon stage-structured population dynamic model to multiple time series of field data. Ecological Modelling. 179: 463–485.
- Ross, Sheldon (2009). A first course in probability (8th ed.). Prentice Hall press.
- Rubin, D. B. 1987. Comment on "The calculation of posterior distributions by data augmentation." J. Am. Stat. Assoc. 82: 543–546.
- Rubin, D. B. 1988. Using the SIR algorithm to simulate posterior distributions. Pages 385–402 in J. M. Bernardo, M. H. Degroot, D. V. Lindley and A. M. Smith, eds. Bayesian statistics 3: Proceedings of the Third Valencia International Meeting, June 1–5, 1987. Clarendon Press, Oxford. 805 p.
- Schaefer, M.B. 1954. Some aspects of the dynamics of populations important to the management of commercial marine fisheries. Bulletin of the Inter-American Tropical Tuna Commission, 1: 27-56.
- Stanley, R. D., McAllister, M., Starr, P. and Olsen, N. 2009. Stock assessment for bocaccio (*Sebastes paucispinis*) in British Columbia waters. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/055: xiv + 200 p.

- Stanley, R. D., M. McAllister, P. Starr. 2012. Updated stock assessment for bocaccio (*Sebastes paucispinis*) in British Columbia waters for 2012. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/ 109: ix+73p.
- Walters, C.J., Ludwig, D., 1994. Calculation of Bayes posterior probability distributions for key population parameters. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 51, 713–722.
- Yamanaka, K. L., McAllister, M. K., Olesiuk, P. F. Etienne, M.-P., Obradovich, S. and Haigh, R. 2012a. Stock Assessment for the inside population of yelloweye rockfish (*Sebastes ruberrimus*) in British Columbia, Canada for 2010. DFO. Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/129. 131 p.
- Yamanaka, M.K. McAllister, M.-P. Etienne and R. Flemming. 2012b. Stock Assessment and Recovery Potential Assessment for Quillback Rockfish (*Sebastes maliger*) on the Pacific Coast of Canada. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/135. 151p.

**Table 1.** Summary of estimated parameters.

• Parameter	• Description
• $r$	• Intrinsic rate of increase
• $K$	• Carrying capacity
• $p_0$	• Ratio of initial stock biomass in first year to carrying capacity
• $e_{process,y}$	• Process error deviate in year y

**Table 2.** Summary of derived management parameters of interest for the Schaefer model.

• Maximum Sustainable Yield (MSY)	• $rK/4$
• Stock size for MSY ( $B_{msy}$ )	• $K/2$
• Rate of exploitation at MSY	• $r/2$
• Replacement yield	• $rB_y \left(1 - \frac{B_y}{K}\right)$ for $B_y < K$ 0 for $B_y \geq K$
• Threshold extirpation rate of exploitation	• $r$

**Table 3.** Prior distributions for surplus production model parameters for North Atlantic Swordfish. Biomass values are shown in t.

Parameter	Prior density function
K	Uniform(5000, 1,000,000) or
ln(K)	Uniform(log(5000),log(1,000,000)) <sup>1</sup>
ln( $q_j$ )	Uniform(-200,10)
$p_0$	Lognormal(log(0.875),0.25 <sup>2</sup> ) <sup>2</sup>
$r$	logNormal(log(0.424),0.405 <sup>2</sup> ) <sup>3</sup>
$\square_{process,y}$	Normal(0, 0.05 <sup>2</sup> )

<sup>1</sup> Uniform on logK is suggested as an alternative prior for K, as explained above.

<sup>2</sup> Prior taken from ICCAT (2010).

<sup>3</sup> When the prior coefficient of variation (CV) in X is specified for a lognormal density function, the parameter sigma for this density function is given by sigma = sqrt(ln(1+CV(X)<sup>2</sup>)).

**Table 4.** Summary of sensitivity test runs.

<b>Code</b>	<b>Category</b>	<b>Code</b>	<b>Run Description</b>
<b>Description</b>			
Ref	Reference run	Ref	Reference run
A	$B_{msy}/K$	A.1	$B_{msy}/K = 0.3$
		A.2	$B_{msy}/K = 0.4$
		A.3	$B_{msy}/K = 0.6$
B	$r$ prior mean	B.1	low $r$ (mean = 0.28, CV = 0.39) (equivalent to steepness of 0.71)
		B.2	High $r$ (mean = 0.56, CV = 0.39) (equivalent to steepness of 0.94)
C	Catch assumptions	C.1	Catch records 1950-1985 x 0.75
		C.2	Catch records 1950-1985 x 1.5
D	Prior for K	D.1	Uniform on log K prior.
		D.2	Lognormal prior for K with mean of 200,000t, and SD in log(K) of 0.8.
E	$p_0$ prior	E.1	Prior mean set at 0.7.
		E.2	Prior mean set at 1.0.
F	Standard deviation in process error	F.1a,b	$\sigma_{process} = 0.005$ (a=uniform on K prior, b=uniform on logK prior)
		F.2a,b	$\sigma_{process} = 0.01$
		F.3a,b	$\sigma_{process} = 0.05$ (reference case)
		F.4a,b	$\sigma_{process} = 0.075$
		F.5a,b	$\sigma_{process} = 0.10$
		F.6a,b	$\sigma_{process} = 0.15$

**Table 5.** Posterior mean, standard deviation (SD), coefficient of variation (CV) and 5<sup>th</sup>, Median and 95<sup>th</sup> percentiles for parameters and management quantities of interest for North Atlantic swordfish using reference case model specifications. Biomass values are in tons. The referenced current year is 2012.

Variable	Mean	SD	CV	5th Percentile	Median	95th Percentile
r	0.37	0.10	0.28	0.21	0.36	0.54
K	162215	48606	0.3	104466	152388	254959
MSY	13721	958	0.07	12342	13750	14958
B <sub>msy</sub>	81107	24303	0.3	52233	76194	127479
B <sub>1950</sub>	147304	65611	0.445	80843	132667	255720
B <sub>2012</sub>	81554	26302	0.323	50464	77446	131488
B <sub>2012</sub> /B <sub>msy</sub>	1.01	0.12	0.12	0.808	1.01	1.21
B <sub>2012</sub> /B <sub>1950</sub>	0.59	0.16	0.27	0.37	0.58	0.88
B <sub>2012</sub> /K	0.50	0.06	0.12	0.40	0.50	0.61
F <sub>MSY</sub>	0.18	0.05	0.28	0.10	0.18	0.27
F <sub>2012</sub>	0.16	0.04	0.28	0.09	0.16	0.24
F <sub>2012</sub> /F <sub>MSY</sub>	0.90	0.14	0.16	0.70	0.88	1.14
REPY <sub>2012</sub>	13511	838	0.06	12062	13546	14784
Cat <sub>2012</sub> /REPY <sub>2012</sub>	0.90	0.06	0.07	0.82	0.90	1.01
P(B <sub>2012</sub> > 0.4B <sub>msy</sub> )	1					
P(B <sub>2012</sub> > 0.8B <sub>msy</sub> )	0.96					
P(B <sub>2012</sub> > B <sub>msy</sub> )	0.52					
P(F <sub>2012</sub> < F <sub>msy</sub> )	0.79					

**Table 6.** Projected outcomes from a set of constant total catch policy options at 5, 10 and 20 horizons computed using the BSP reference case model with standard deviation in process error set at 0.05.

Horizon	Policy option	Median(B <sub>fin</sub> /B <sub>msy</sub> )	P(B <sub>fin</sub> >0.8 B <sub>msy</sub> )	P(B <sub>fin</sub> >B <sub>2012</sub> )	P(B <sub>fin</sub> >B <sub>msy</sub> )
5 -year	Constant catch				
	10000	1.23	0.98	0.89	0.85
	11000	1.17	0.96	0.82	0.78
	12000	1.12	0.93	0.72	0.70
	13000	1.06	0.88	0.60	0.61
	14000	1.00	0.81	0.46	0.50
10 -year	10000	1.36	0.98	0.93	0.92
	11000	1.28	0.96	0.86	0.85
	12000	1.19	0.91	0.75	0.75
	13000	1.08	0.82	0.60	0.61
	14000	0.96	0.68	0.40	0.45
	15000	0.82	0.52	0.25	0.29
20 -year	10000	1.5	0.99	0.95	0.96
	11000	1.4	0.96	0.89	0.90
	12000	1.2	0.88	0.76	0.78
	13000	1.09	0.74	0.55	0.59
	14000	0.84	0.53	0.33	0.37
	15000	0.33	0.31	0.15	0.18

**Table 7.** Medians and 80% credibility intervals drawn from the posterior distributions for seven parameters taken from the Bocaccio assessment for the reference run and 17 sensitivity runs. Codes used for each run along with a run description can be found in **Table 4**. Biomass values are in tons. The referenced current year is 2012.

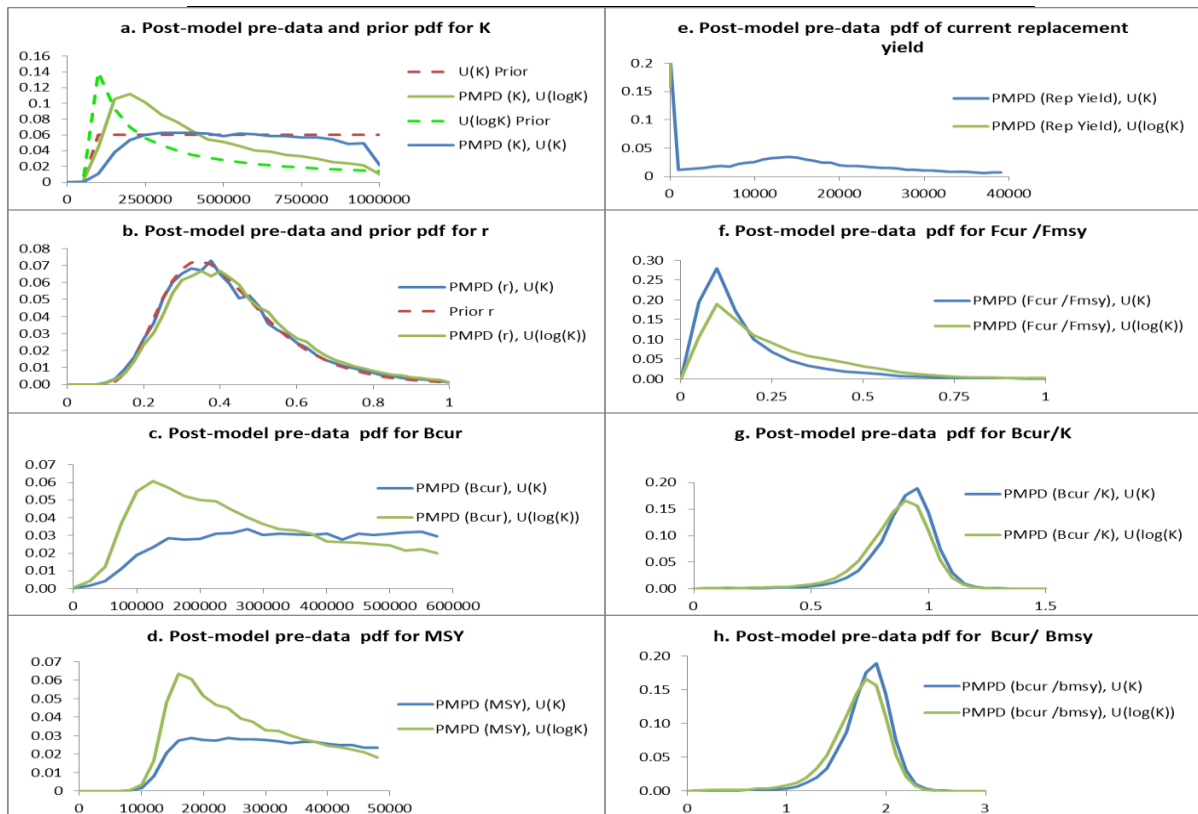
Run	<i>r</i>			<i>B<sub>msy</sub></i>			<i>B<sub>current</sub></i>			<i>RepY<sub>current</sub></i>			<i>B<sub>current</sub>/B<sub>msy</sub></i>			<i>F<sub>current</sub>/F<sub>msy</sub></i>			<i>Catch<sub>curr</sub>/RepY</i>		
	10%	Median	90%	10%	Median	90%	10%	Median	90%	10%	Median	90%	10%	Median	90%	10%	Median	90%	10%	Median	90%
Ref.	0.21	0.36	0.54	52233	76194	127479	50464	77446	131488	12062	13546	14784	0.81	1.01	1.21	0.70	0.88	1.15	0.82	0.90	1.01
	<b><i>B<sub>msy</sub>/K</i></b>																				
A.1	0.25	0.43	0.64	42893	62364	103682	57800	90161	169552	10965	12540	13966	1.12	1.46	1.91	0.44	0.62	0.88	0.87	0.97	1.11
A.2	0.25	0.41	0.61	45576	65915	105665	52428	79507	135253	11703	13126	14274	0.94	1.21	1.53	0.56	0.74	1.00	0.85	0.93	1.04
A.3	0.18	0.31	0.46	47134	68703	108889	47711	70547	108898	12769	14502	15739	0.79	1.03	1.30	0.61	0.79	1.08	0.77	0.84	0.95
	<b><i>r</i> prior mean</b>																				
B.1	0.15	0.29	0.46	60940	94635	168800	58835	94571	175597	11419	13299	14866	0.79	0.99	1.21	0.71	0.91	1.22	0.82	0.91	1.06
B.2	0.25	0.40	0.59	47763	69337	107803	48348	71009	114143	12377	13665	14806	0.82	1.02	1.23	0.69	0.86	1.11	0.82	0.89	0.98
	<b>Catch assumptions</b>																				
C.1	0.21	0.36	0.55	50097	74499	123756	52585	80288	136823	11656	13155	14393	0.87	1.07	1.28	0.67	0.85	1.11	0.85	0.92	1.04
C.2	0.20	0.32	0.47	64375	91266	144718	56023	81925	135481	12693	14524	15948	0.70	0.89	1.10	0.73	0.92	1.20	0.76	0.84	0.96
	<b>K priors</b>																				
D.1	0.23	0.38	0.57	49796	71948	114220	49711	73403	118503	12200	13576	14759	0.82	1.01	1.23	0.70	0.87	1.13	0.82	0.90	1.00
D.2	0.24	0.38	0.56	50680	71572	110972	50034	73569	115611	12246	13574	14777	0.82	1.01	1.23	0.70	0.88	1.12	0.82	0.90	0.99
	<b>p<sub>0</sub> priors</b>																				
E.1	0.22	0.37	0.55	52085	75153	122516	50920	77314	126901	12094	13548	14796	0.81	1.01	1.23	0.69	0.88	1.14	0.82	0.90	1.00
E.2	0.20	0.36	0.54	52703	77179	129225	51671	79086	133682	11996	13530	14803	0.81	1.01	1.23	0.70	0.88	1.15	0.82	0.90	1.01
	<b>Standard deviation in process error</b>																				
F.1a	0.29	0.41	0.56	50527	65575	87982	50569	63339	83136	12297	13394	14054	0.80	0.97	1.12	0.78	0.93	1.17	0.87	0.91	0.99
F.2a	0.28	0.41	0.57	50268	65359	89965	50088	63385	85571	12325	13429	14143	0.81	0.97	1.12	0.78	0.93	1.17	0.86	0.91	0.99
F.3a	0.21	0.36	0.54	52233	76194	127479	50464	77446	131488	12062	13546	14784	0.81	1.01	1.21	0.70	0.88	1.15	0.82	0.90	1.01
F.4a	0.18	0.32	0.52	54745	87646	162438	54446	92523	179276	11705	13965	16262	0.80	1.04	1.32	0.60	0.82	1.13	0.75	0.87	1.04
F.5a	0.16	0.30	0.51	56638	99857	228949	56371	107214	276840	11587	14496	19568	0.79	1.06	1.43	0.45	0.76	1.10	0.62	0.84	1.05
F.6a	0.15	0.26	0.47	68168	153922	447175	68853	166578	547197	11331	17575	35522	0.76	1.15	1.59	0.23	0.56	0.99	0.32	0.68	1.01

**Table 8.** Bayes factors for alternative mode runs. These reflect the ratio of the probability of the stock assessment data based on a sensitivity run to the probability of the data obtained from the reference case. For runs with alternative process error Bayes factors are shown for runs with uniform on K and uniform on log(K) priors. NA indicates no results produced.

Category Code	Category Description	Code	Run Description	Bayes factor	
				U(K)	U(log(K))
A	$B_{msy}/K$	A.1	$B_{msy}/K = 0.3$	7.9	NA
		A.2	$B_{msy}/K = 0.4$	6.7	NA
		Ref	$B_{msy}/K = 0.5$	1.0	NA
		A.3	$B_{msy}/K = 0.6$	0.4	NA
B	$r$ prior mean	B.1	low $r$ (mean = 0.28, CV = 0.49)	1.0	NA
		Ref	ref. prior (mean = 0.42, CV = 0.49)	1.0	NA
		B.2	high $r$ (mean = 0.56, SD = 0.49)	0.7	NA
C	Catch	C.1	Total catch for years <1985 x 0.75	0.4	NA
		Ref.		1.0	NA
		C.4	Total catch for years <1985 x 1.5	1.8	NA
E	$p_0$ prior	E.1	Prior mean $p_0 = 0.7$	0.9	NA
		Ref.	Prior mean $p_0=0.875$	1.0	NA
		E.2	Prior mean $p_0=1.0$	1.0	NA
F	Process error SD	F.1a,b	$\sigma_{\text{process error}}=0.005$	0.3	0.4
		F.2a,b	$\sigma_{\text{process error}}=0.01$	0.4	0.4
		Ref., D.1	$\sigma_{\text{process error}}=0.05$	1.0	1.0
		F.3a,b	$\sigma_{\text{process error}}=0.075$	2.0	1.8
		F.4a,b	$\sigma_{\text{process error}}=0.10$	3.2	2.6
		F.6a,b	$\sigma_{\text{process error}}=0.15$	3.2	1.7

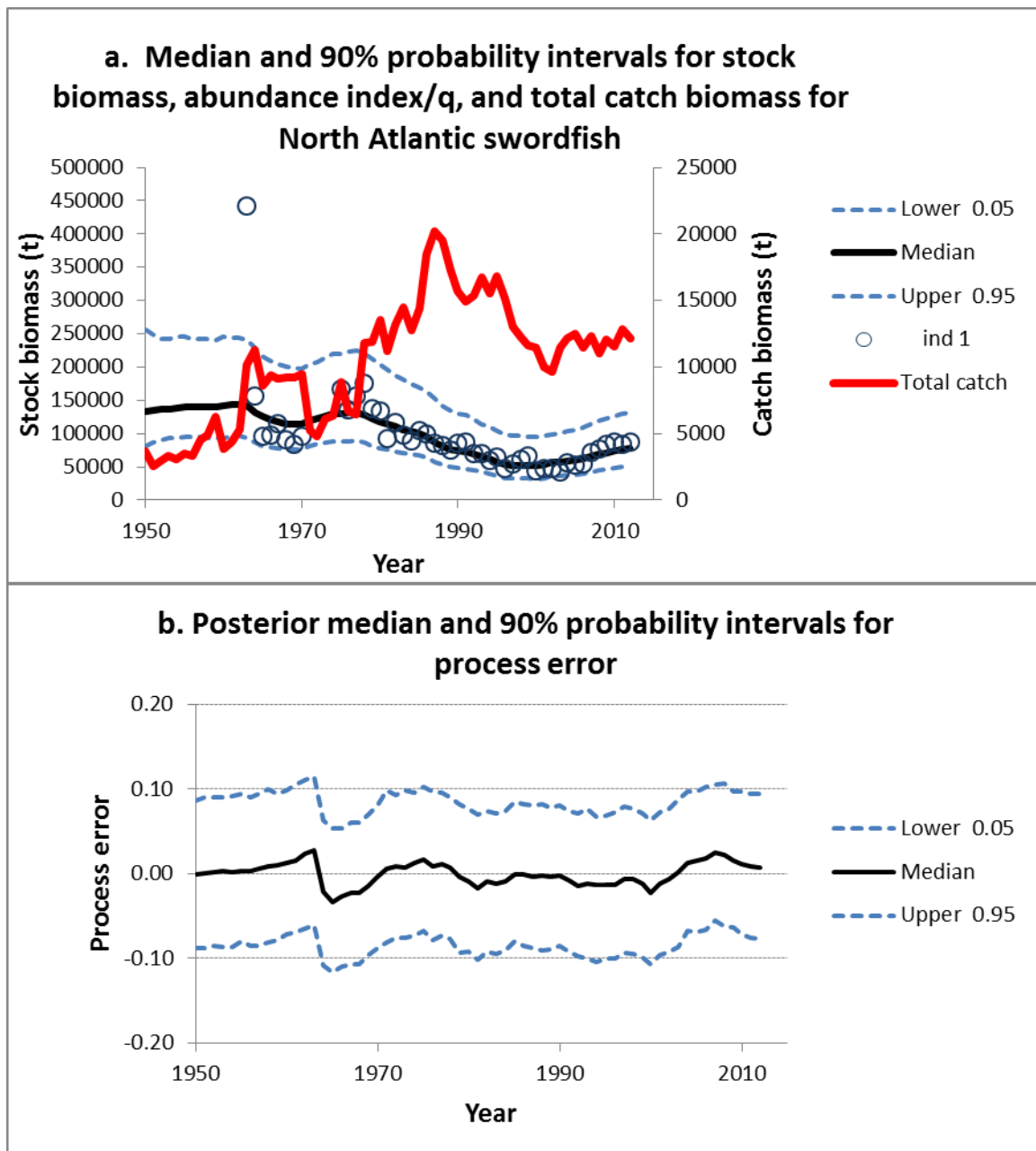
**Table 9.** Summary decision table for the probability that stock biomass exceeds  $B_{msy}$  in 10 years under each alternative constant TAC policy (t) and under each alternative hypothesized value for  $B_{msy}/K$ .

Hypothesized $B_{msy}$ to K ratio				
	Reference			
$B_{msy}/K$	0.3 (A.1)	0.4 (A.2)	0.5	0.6 (A.3)
Bayes factor	7.9	6.7	1.0	0.4
TAC				
10000	0.99	0.97	0.92	0.95
11000	0.97	0.93	0.85	0.92
12000	0.93	0.86	0.74	0.86
13000	0.87	0.76	0.61	0.75
14000	0.76	0.61	0.45	0.59
15000	0.62	0.45	0.29	0.42

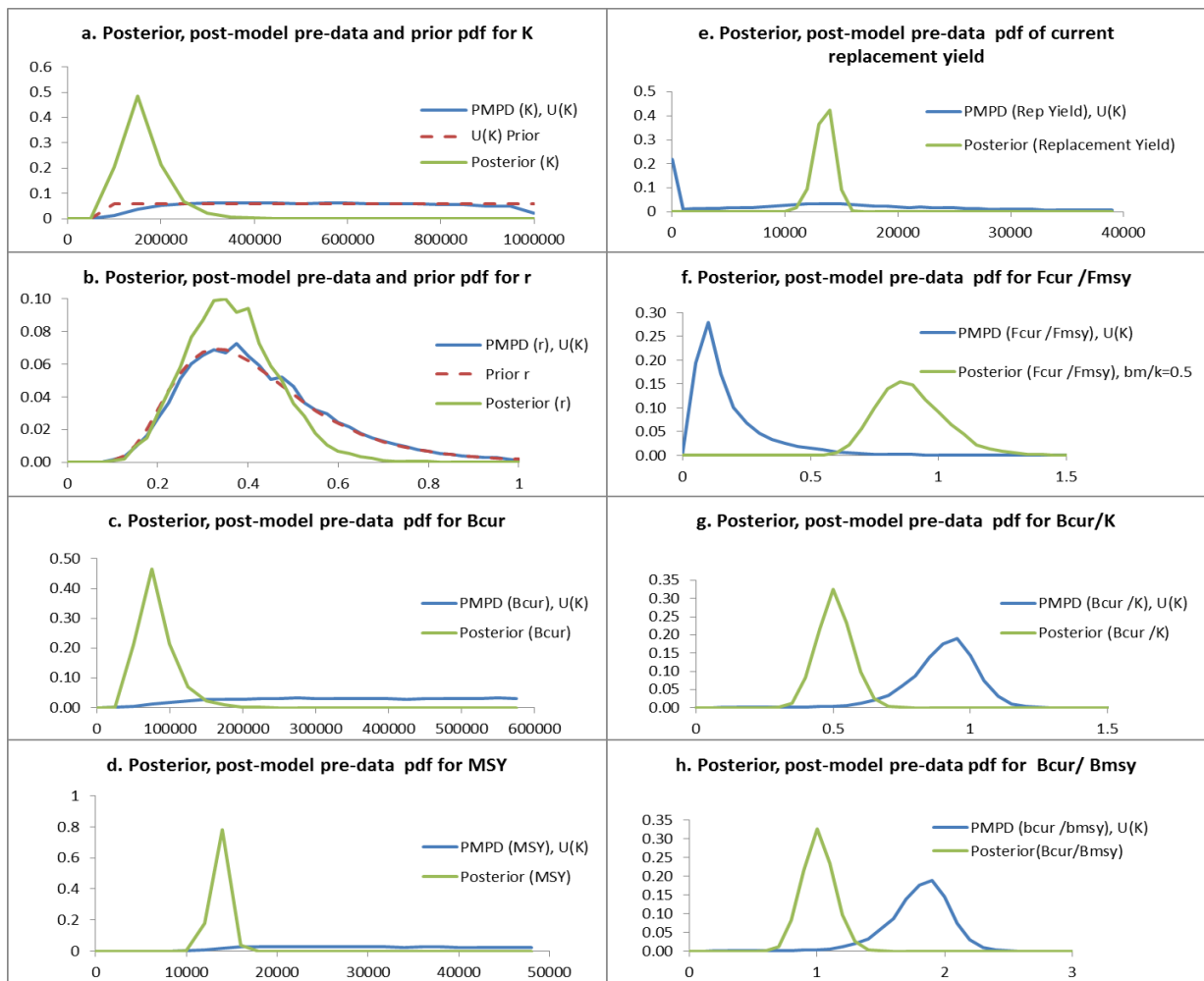


**Figure 1.** Post-model, pre-data distributions for quantities of interest for North Atlantic swordfish when either a uniform on K and uniform on log K prior is used.

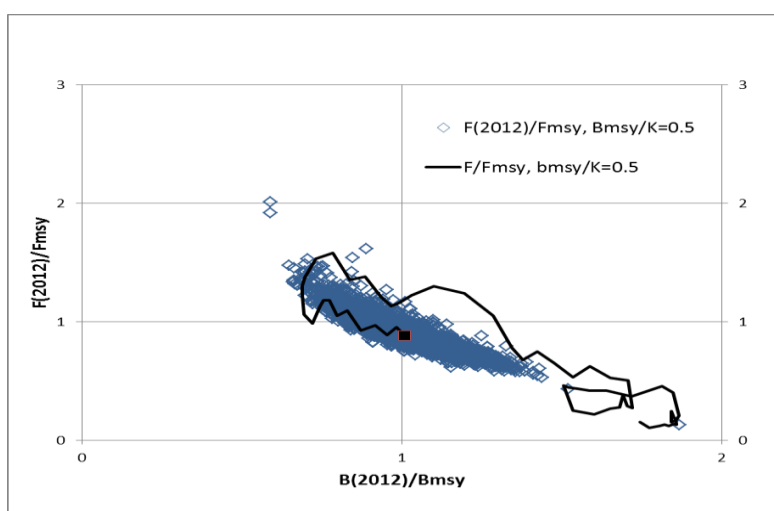




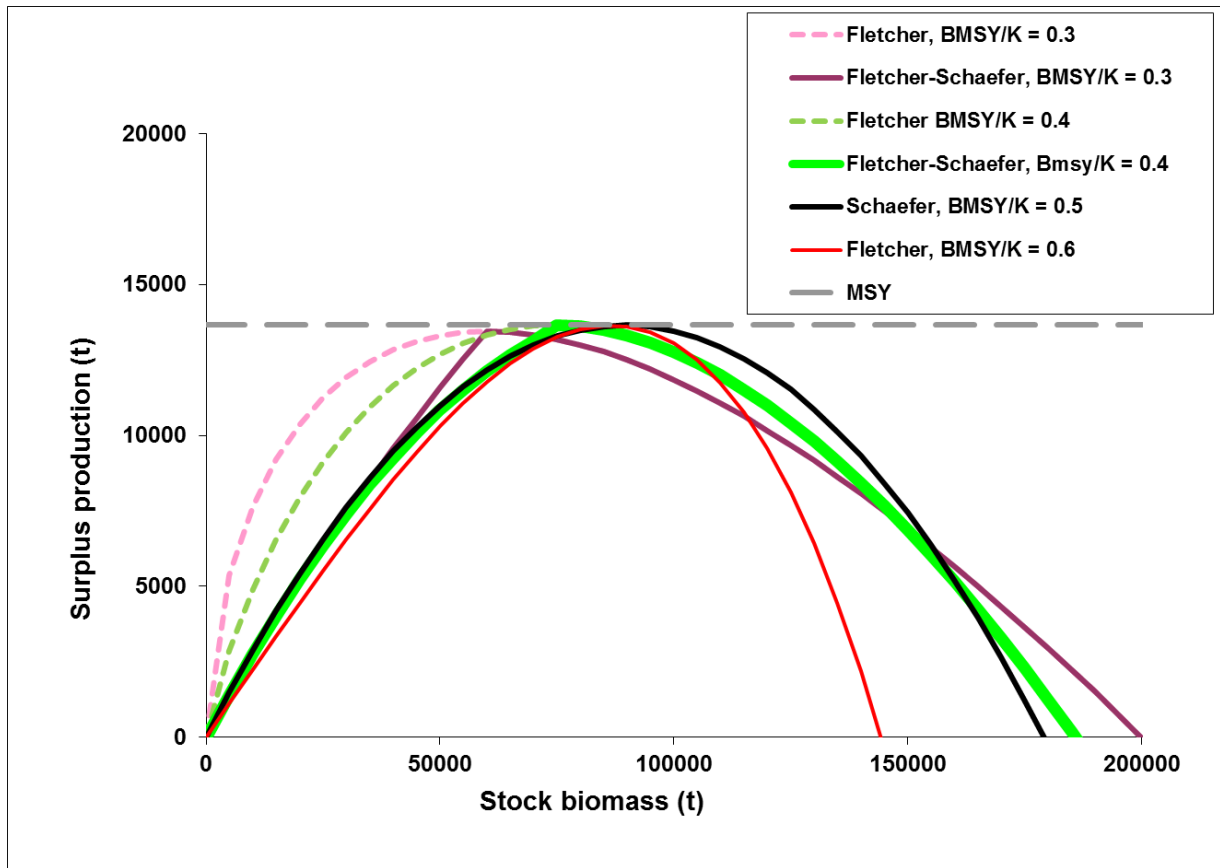
**Figure 2.** Plots of a. posterior median and 90% probability intervals for stock biomass, the stock trend index divided by the posterior median  $q$ , and total catch biomass, and b. the posterior median and 90% probability intervals for annual process error deviates. This is for the reference case BSP2 run for North Atlantic swordfish fitted to data to 2012 from the 2013 stock assessment.



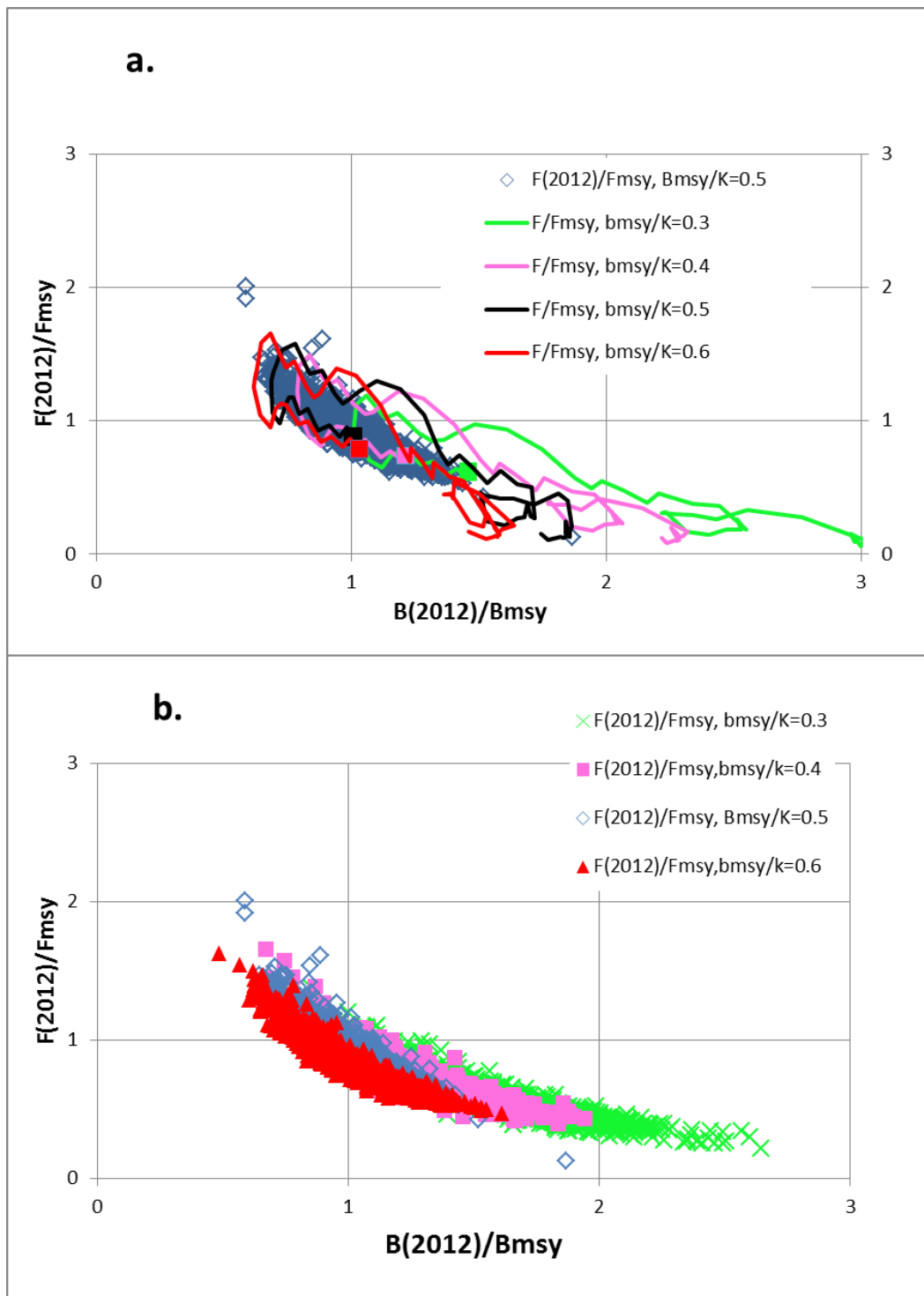
**Figure 3.** Plots of marginal posterior, and post-model, pre-data distributions for quantities of interest for North Atlantic swordfish when either a uniform on K prior is used.



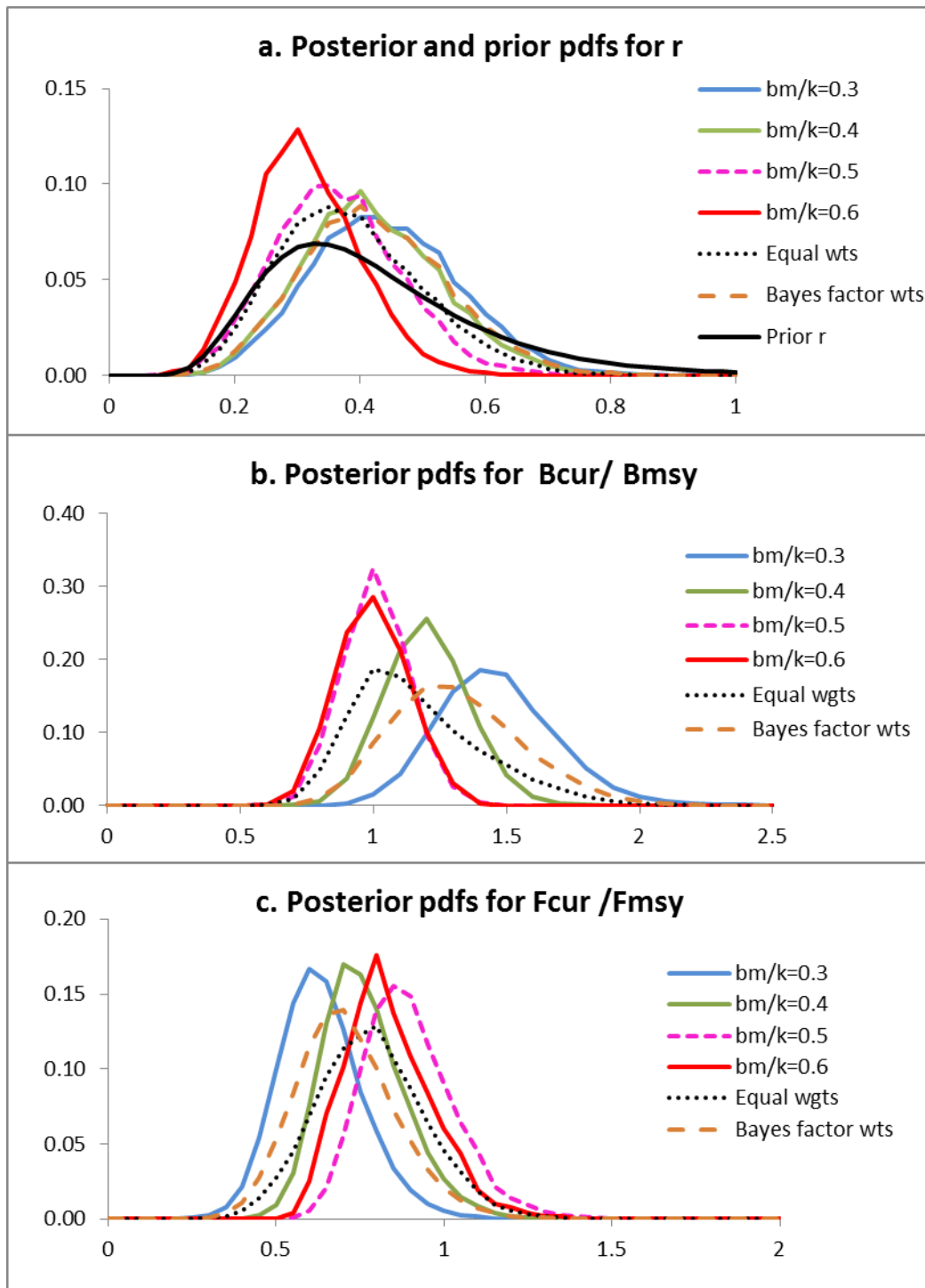
**Figure 4.** Kobe plot of stock status under reference case run with uniform on K prior, and the standard deviation in the process error set at 0.05. The black trajectory shows the progression of the status of the fishery from 1950 to 2012 from right to left, using the posterior median values for  $B_y/B_{msy}, F_y/F_{msy}$ .



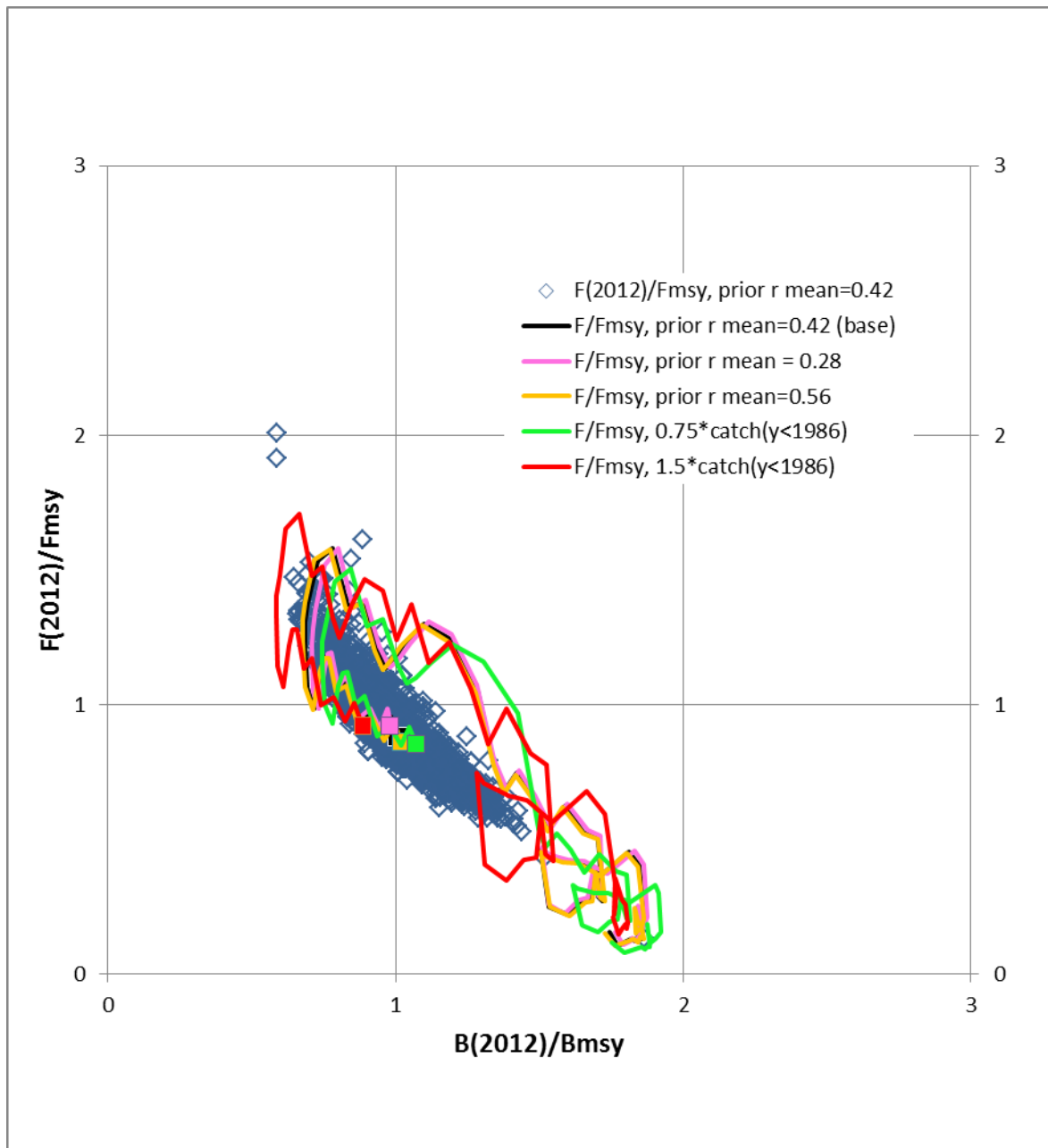
**Figure 5.** A plot of the reference case Schaefer and rescaled versions of the three alternative production functions applied in evaluations of the sensitivity of results to different model settings. All plotted production functions are referenced to approximately the same MSY value to highlight differences in the shape of the production functions.



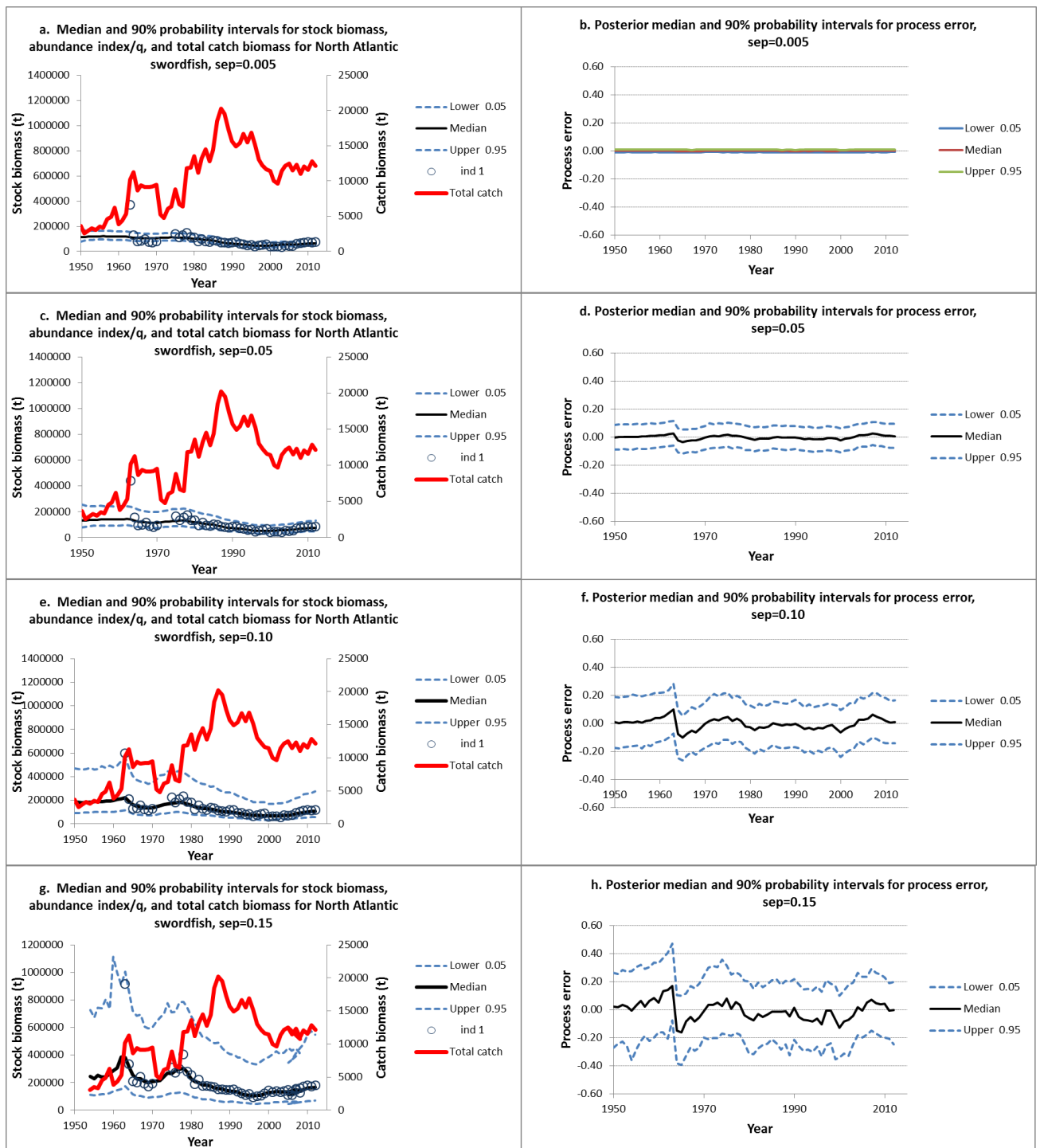
**Figure 6.** Kobe plots of stock status under reference case run with uniform on  $K$  prior, and the standard deviation in the process error set at 0.05. a. The trajectories show the progression of the status of the fishery from 1950 to 2012 from right to left, using the posterior median values for  $B_y/B_{msy}$ ,  $F_y/F_{msy}$  from the runs with the  $B_{msy}/K$  point set at 0.3, 0.4, 0.5 (base case), 0.6. Also plotted are 5000 draws from the posterior for  $F_{2012}/F_{msy}$ ,  $B_{2012}/B_{msy}$ . b. Scatter plots of  $F_{2012}/F_{msy}$ ,  $B_{2012}/B_{msy}$  from runs with  $B_{msy}/K$  point set at 0.3, 0.4, 0.5 (base case), 0.6.



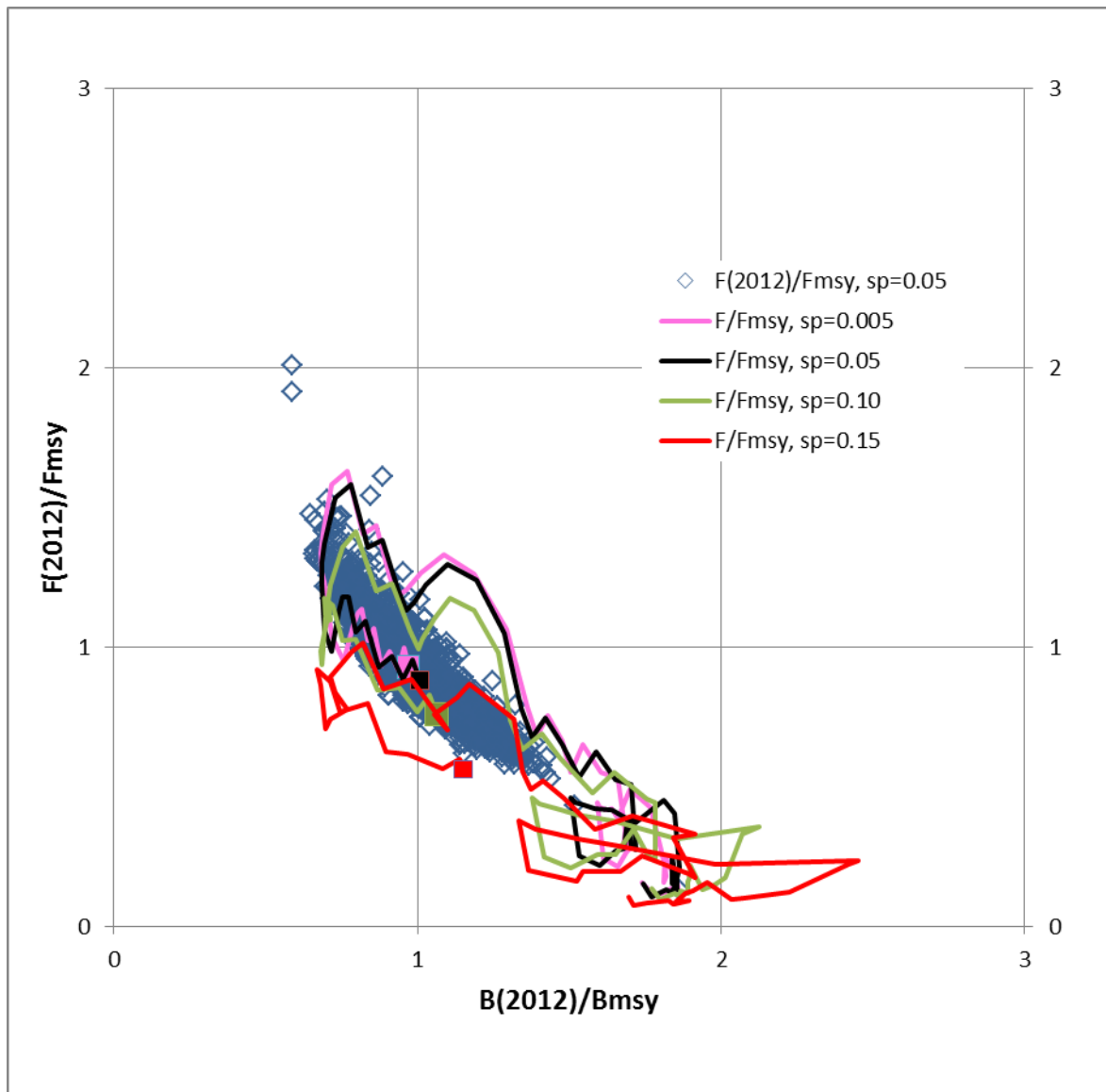
**Figure 7.** Marginal posterior distributions for (a) the maximum rate of increase,  $r$ , (b) stock status ( $B_{cur}/B_{msy}$ ) and (c)  $F_{cur}/F_{msy}$  for North Atlantic swordfish obtained from model runs where  $B_{msy}/K$  is fixed at 0.3, 0.4, 0.5 and 0.6. Results are shown for the marginal posterior density functions from the separate runs, using equal weights, and using Bayes factors to weight the results from different runs.



**Figure 8.** Kobe plot of stock status under reference case run with uniform on  $K$  prior, and the standard deviation in the process error set at 0.05. The trajectories shows the progression of the status of the fishery from 1950 to 2012 from right to left, using the posterior median values for  $B_y/B_{msy}$ ,  $F_y/F_{msy}$  from the runs with the prior mean for  $r$  set at 0.28, and 0.56, and the catches prior to 1986 multiplied by either 0.75 or 1.5 to account for uncertain in historic catch records.



**Figure 9.** Fits of BSP2 to the data and medians, and 90% probability intervals under values for process error SD of 0.005, 0.05, 0.10, and 0.15 for North Atlantic swordfish. sep refers to the prior standard deviation in annual process error deviates ( $\sigma_{\text{process error}}$ ).



**Figure 10.** Kobe plot of stock status under reference case run with uniform on  $K$  prior, and the standard deviation in the process error set at 0.05. The trajectories shows the progression of the status of the fishery from 1950 to 2012 from right to left, using the posterior median values for  $B_y/B_{msy}$ ,  $F_y/F_{msy}$  from the runs with the standard deviation in process error set at 0.005, 0.05, 0.1 and 0.15.  $sp$  refers to the standard deviation in log process error deviates  $\sigma_{process}$ .



## Appendix A: Reformulating the Euler-Lotka method to compute a prior for $r$ for North and South Atlantic swordfish

The prior for the maximum rate of increase ( $r$ ) for North Atlantic swordfish as reformulated using the Euler Lotka method (McAllister *et al.* 2001) that had been adapted for teleost species (Stanley *et al.* 2009; Yamanaka *et al.* 2012). The Euler Lotka method to compute  $r$ , is based on the following identity:

$$\sum_{x=0}^A e^{-r_m x} l_x m_x = 1$$

where  $r_m$  is the maximum rate of increase,  $l_x$  is the fraction surviving to age  $x$ ,  $m_x$  is the number of age 1 individuals produced at age  $x$ ,  $A$  is the oldest age class. A Monte Carlo procedure is applied in which the life history parameters that determine  $l_x$  and  $m_x$  are repeatedly drawn from prior distributions for these parameters. Given  $l_x$  and  $m_x$ , a value for  $r_m$  is solved for numerically. The Monte Carlo procedure is repeated numerous times to formulate a frequency distribution for the parameter  $r_m$ . The frequency distribution is then approximated using a parametric distribution. The terms  $l_x$  and  $m_x$  are determined by the following life history parameters for females and population dynamics parameters together with estimates of coefficients of variation (CV) for them to represent uncertainty in them:

1. the means and CVs for the von Bertalanffy growth parameters,  $K$ ,  $L_{inf}$ ,  $t_0$ ,
2. the means and CVs for the rate of natural mortality ( $M$ ) at age for recruited animals (e.g., either a constant value  $M$  for recruited animals or a Lorenzen schedule for  $M$  at age),
3. the mean and CV for the length-weight conversion parameters (a,b),
4. the means and CVs for parameters for the fraction mature at age (e.g., for the logistic function),
5. a prior median and uncertainty specifications for the Beverton-Holt steepness parameter ( $h$ ) that could be applicable for North and South Atlantic swordfish.

Where possible these parameter values were obtained for the North and South Atlantic stocks. Since only point estimates are available for most of these parameters, the prior CVs were subjectively determined. The CVs considered include 10-20% for the growth parameters, 20% for the age at maturity parameters, 10% for the length-weight parameters, 25% for the natural mortality rates, and about 15% for steepness. In all instances, it was assumed that the prior covariance was zero. These parameter estimates were entered into existing computer software (Stanley *et al.* 2009; Yamanaka *et al.* 2012) to compute an updated prior for  $r$  for the North Atlantic stock.

Values for the rate of natural mortality were obtained from ICCAT's summary information on Atlantic swordfish. The point value provided was  $0.2 \text{ yr}^{-1}$  for all ages older than age 1 (ICCAT 2006) (**Table A.1**). Growth parameter values were also obtained from ICCAT (2006). Only a single set of growth parameter estimates were provided for the north and south Atlantic swordfish stocks (**Table A.1**). Due to the unfamiliar parameterization, the equation provided was applied to predict length at age. Following this, the von Bertalanffy parameters that most closely predicted these length at age values were obtained using least squares (**Table A.1**).

Length to weight conversion parameters for the north and southern Atlantic stocks were obtained from values synthesized by the ICCAT secretariat. Three different estimates of these parameters were available for the northeast, north central and northwestern Atlantic Ocean and were synthesized to produce a single best estimate of the a-b parameters for both stocks (**Table A.1**).

The median body length at maturity for female swordfish for the north Atlantic stock was reported to be 179cm (ICCAT 2006). The minimum body size at maturity was reported as 146 cm. From the growth curve these correspond to ages 5 years, and 3 years. Given the minimal information available on fraction mature at age, the median age at maturity ( $A_{50}$ ) was taken as 5 years, the minimum at 3 years, and the 95<sup>th</sup> percentile at 7 years. A logistic function was presumed for fraction mature at age. The prior CV assumed for the fraction mature at age parameters was 20%.

The Beverton-Holt steepness parameter was the most difficult parameter for which to derive a prior for swordfish. It appears that there are no reliable stock-recruit datasets for swordfish, though there are some VPA constructions for north Atlantic swordfish in previous ICCAT assessments. McAllister *et al.* (2000) computed values for egg to age 1 survivorship using available literature based estimates of daily mortality rates, batch fecundity and the average number of spawning bouts per year per fish. The Leslie Matrix approach to computing

a prior was applied to give a median value of  $r$  of 0.405. It is possible to solve numerically for steepness given the life history parameter estimates and a fixed value for  $r$ . When the life history parameter estimates compiled in this document were applied together with the point value for  $r$  of 0.405, the point value for Beverton-Holt steepness was 0.85. Since the egg to age 1 survivorship estimate was based on a VPA and VPA has been considered to be unreliable, a web search was conducted to identify point values for steepness that have been applied in age-structured stock assessments of swordfish elsewhere and to see where this point value fell with respect to these estimates.

In seeking out values for Beverton-Holt steepness that had been applied in other swordfish assessments a wide range of values was found to have been applied. Base case values ranged from about 0.8 to 1. Values applied in sensitivity analyses varied considerably also. For example, in the ISC stock assessments of North Pacific swordfish, only a single value for steepness of 0.9 appears to have been applied (Courtney and Piner 2009). The IOTC has also applied a fixed value of 0.9, though the choice of this value may have been influenced by the value chosen for steepness in ISC assessments of North Pacific swordfish (Nishida and Wang 2009). Stock assessments of swordfish in the southwestern Pacific Ocean have used a value of 0.8 as the reference case value and have run sensitivity analyses using values of 0.65 and 0.95 (Harley *et al.* 2012). The IATTC has in contrast applied a value of 1 as the reference case value for steepness, asserting that there appears to be no apparent relationship between recruitment and spawning stock size (Hinton and Maunder 2009). A sensitivity analysis was run using a value of 0.75. To cover the range of steepness values presumed to be plausible for swordfish stocks around the world, I formulated a wide prior distribution for steepness that derived from a Beta density function (**Table A.1**). The median value was 0.85 and the SD was 0.11. This gave a 2.5<sup>th</sup> percentile of 0.56 and a 97.5<sup>th</sup> percentile of 0.98.

**Table A.1.** Values for prior distributions for input parameters to the algorithm to compute a prior for  $r$ . N means north, S means south,  $SD(X)$  is standard deviation, CV is the coefficient of variation,  $SD(\ln(X))$  is the standard deviation in the natural logarithm in instances where a lognormal prior is applied. Note that the Table in this early draft is as yet incomplete.

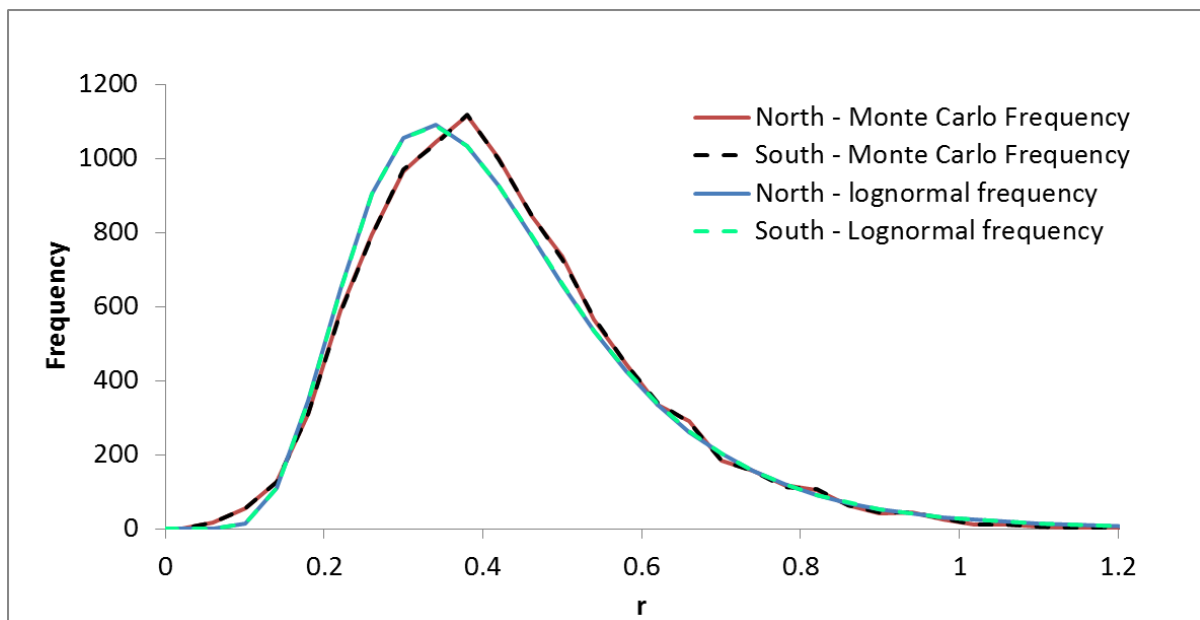
Parameter	Stock	Mean	SD(X)	CV(X)	SD(ln(X))	Minimum	2.5%	Median	97.5%	Probability distribution
Rate of natural mortality ( $M$ ) ( $\text{yr}^{-1}$ )	N,S	0.206	0.0515	0.25	0.25	NA	0.12	0.20	0.33	Log normal
Growth parameters										
$L_{\infty}$ (cm)	N,S	263.92	26.39	0.1	0.1	NA	218.03	265.24	322.67	Log normal
$K$ ( $\text{yr}^{-1}$ )		0.137	0.027	0.2	NA	NA	0.08	0.137	0.19	Normal
$t_0$ (yr)		-2.82	-1.41	0.5	NA	NA	-5.59	-2.82	-0.06	Normal
Length-weight (cm to kg)										
a	N	4.48E-06	4.48E-07	0.1	0.1	NA	3.66E-06	4.45E-06	5.42E-06	Log Normal
b	N	3.2038	0.32	0.1	NA	NA	2.58	3.2038	3.83	Normal
	S	4.96E-06	4.96E-07	0.1	0.1	NA	3.66E-06	4.96E-06	5.42E-06	Log Normal
	S	3.188	0.32	0.1	NA	NA	2.56	3.188	3.81	Normal
Fraction mature										
$a_{50}$ (yr)	N	5.1	1.02	0.2	0.2	NA	3.38	5.0	7.40	Log Normal
$d_{95}$ (yr)	N	2.0	0.41	0.2	0.2	3	1.35	2.0	2.96	Log Normal
Steepness (h)	N,S	0.83	0.11	0.14	NA	0.2	0.56	0.85	0.98	$h \sim 0.2 + 0.8 \text{Beta}(5.86, 1.59)$

## Results

The prior for  $r$  that was derived and subsequently applied based on Leslie Matrix approach in McAllister *et al.* (2000) was lognormal with a mean of 0.42, and a CV of 0.50. This was a mildly informative prior distribution whose large spread was driven by the wide input prior distribution for the survivorship from egg to age 1 fish (i.e., age zero survivorship). The algorithm applied in this update analysis, applied instead the Euler-Lotka approach (McAllister *et al.* 2002; Stanley *et al.* 2009; Yamanaka *et al.* 2012). This required in place of the prior for egg to age 1 survivorship, a prior for steepness, i.e., either Beverton-Holt or Ricker steepness, depending on which stock-recruit function is deemed to be most appropriate for the stock. In this case, the Beverton-Holt steepness was adopted since there's no known instance of cannibalism for swordfish and where stock-recruit estimates have been plotted in swordfish assessments, they've resembled a Beverton-Holt relationship much more so than a dome-shaped Ricker relationship (reference to be added). Using the values for north and south Atlantic swordfish listed in **Table 1**, the prior mean for  $r$  was the same to three decimal places for both stocks at 0.424, and the prior CV for both stocks was 0.39 (**Figure A.1**). These values are very close because the only difference in input values is the length-weight conversion factors and these are very similar (**Table A.1**). The prior values for  $r$  were fairly close to those obtained from McAllister *et al.* (2000). This is largely because the input distributions to the computation of the prior for  $r$  changed relatively little between 1999 and 2012. The main difference was that the prior for steepness applied in this analysis tended to bound the value for  $r$  more so than did the prior for age zero survivorship in McAllister *et al.* (2000). The empirical frequency distribution for  $r$  this time also corresponded very closely to a log normal distribution, as it usually does when a Beverton-Holt function is applied (Stanley *et al.* 2009). The median value for  $r$  was 0.392 and the standard deviation in the natural logarithm of  $r$  was 0.405.

**Table A.2.** Summary statistics for Monte Carlo outputs in generating a prior for  $r$  for north and south Atlantic swordfish.

Stock	Average	Median	Variance	SD	CV	SD(log(X))	Var(log(X))
North	0.4240	0.3922	0.02769	0.1664	0.3925	0.4050	0.1640
South	0.4244	0.3926	0.02772	0.1665	0.3924	0.4048	0.1639



**Figure A. 1.** Plots of the Monte Carlo frequency distributions and lognormal approximations for the prior distributions for  $r$  for North and South Atlantic swordfish.

## Appendix B: Proof for Importance Sampling for Approximation of Posterior Distributions

I provide here the statistical proof for why importance sampling can be expected via the strong law of large numbers to provide an unbiased estimate of the posterior distribution. To make the proof accessible to a wider audience, the proof is elaborated from the ones shown in Berger (1985) and McAllister *et al.* (1994). The posterior probability density for a parameter or parameter vector  $\theta$  given the data obtained is given via Bayes theorem:

$$(B.1) \quad P(\theta | data) = \frac{P(data | \theta)p(\theta) d\theta}{\int P(data | \theta)p(\theta) d\theta}$$

where  $P(data | \theta)$  is the probability of obtaining the data given a particular realization for  $\theta$ ,  $p(\theta)$  is the prior density evaluate at  $\theta$ . The posterior expectation or the posterior mean for some variable of interest,  $g(\theta)$ , which is a function of the parameter or parameters  $\theta$ , is obtained by the following integral:

$$(B.2) \quad E^{P(\theta|data)}[g(\theta)] = \frac{\int g(\theta)P(data | \theta)p(\theta) d\theta}{\int P(data | \theta)p(\theta) d\theta}$$

$g(\theta)$  could represent for example the maximum sustainable yield, or stock biomass in the current year.

We can take the numerator on the right of equation B.2 and multiply it and divide it by a third density function,  $h(\theta)$ , which we will call the importance function of  $\theta$ .  $h(\theta)$  has the same set of parameters  $\theta$  as the prior and posterior. For computational efficiency  $h(\theta)$  is formulated to approximate the central tendency, covariance and spread of  $\theta$  as the posterior density function that we are trying to approximate.

$$(B.3) \quad \int g(\theta)P(data | \theta)p(\theta) d\theta = \int \frac{g(\theta)P(data | \theta)p(\theta)h(\theta)}{h(\theta)} d\theta$$

with this rearrangement, the integral on the left of equation B.3 can be interpreted to be the posterior expectation of the product,

$$\frac{g(\theta)P(data | \theta)p(\theta)}{h(\theta)},$$

over the density function of  $h(\theta)$ .

$$(B.4) \quad \int g(\theta)P(data | \theta)p(\theta) d\theta = E^{h(\theta)} \left[ \frac{g(\theta)P(data | \theta)p(\theta)}{h(\theta)} \right]$$

Using some independent and identically distributed (i.i.d.) sequence of  $m$  random variables  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m$  drawn from the common density,  $h(\theta)$ , and the strong law of large numbers it follows that

$$(B.5) \quad \int g(\theta)P(data | \theta)p(\theta) d\theta = \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^m \left[ \frac{g(\theta_k)P(data | \theta_k)p(\theta_k)}{h(\theta_k)} \right]$$

Following from equation B.2, and equation B.5, the posterior expectation of  $g(\theta)$  can be approximated via importance sampling:

$$(B.6) \quad E^{P(\theta|data)}[g(\theta)] = \frac{\sum_{k=1}^m g(\theta_k) w(\theta_k)}{\sum_{k=1}^m w(\theta_k)}$$

where

$$w(\theta_k) = \frac{P(data | \theta_k)p(\theta_k)}{h(\theta_k)}$$

and numerous i.i.d. draws of  $\theta$  have been obtained from the importance function  $h(\theta)$ .

**STANDARDIZED CPUE OF SWORDFISH (*XIPHIAS GLADIUS*)  
CAUGHT BY URUGUAYAN LONGLINERS  
IN THE SOUTHWESTERN ATLANTIC OCEAN (1982-2012)**

Maite Pons<sup>1</sup>, Rodrigo Forselledo<sup>1</sup> and Andrés Domingo<sup>1</sup>

*SUMMARY*

*This study presents an update of the standardized catch rate of swordfish, Xiphias gladius, caught by the Uruguayan longline fleet in the Southwestern Atlantic Ocean between 1982 and 2012 using information obtained from logbooks. Until 1992 this fleet targeted mainly bigeye tuna; however, since 1993 the fishery shifted their target to swordfish. Thus, the CPUE series was analyzed not only as a whole but also it was split in two periods as was suggested and used in the last swordfish stock assessment session. Because there was a 15% of sets with zero swordfish catches, the CPUE was standardized by Generalized Linear Mixed Models (GLMMs) using a Delta Lognormal approach. The independent variables considered as main factors and first-order interactions were: year, quarter, area, sea surface temperature and gear style. The significant interactions with the factor Year was included in the final model as random effects. The standardized index for the first period showed a decrease in the CPUE in the first four years of the series and then an increase with a relative stabilized tendency up to 1992. For the second period a marked decrease in the CPUE index was observed from 1993 to 2012. The gear style used by Uruguayan longliners has been changed since 1993 and the GLMM method cannot fully standardize the effect of this change when the whole period was analyzed. So, the split series should be used to include in stock assessment models as was used in the last swordfish assessment session.*

*RÉSUMÉ*

*La présente étude fournit une actualisation du taux de capture standardisé de l'espadon (Xiphias gladius) capturé par la flottille palangrière uruguayenne dans l'Atlantique Sud-Ouest entre 1982 et 2012 au moyen d'informations provenant des carnets de pêche. Jusqu'en 1992, cette flottille a essentiellement ciblé le thon obèse ; or, depuis 1993, la pêcherie s'est mise à cibler l'espadon. C'est pourquoi la série de CPUE a été analysée dans son ensemble mais elle a également été divisée en deux périodes, comme cela a été suggéré et utilisé dans la dernière session d'évaluation du stock d'espadon. Étant donné que 15% des opérations se sont soldées par des captures nulles d'espadon, la CPUE a été standardisée au moyen de modèles mixtes linéaires généralisés (GLMM) à l'aide d'une approche delta log-normale. Les variables indépendantes considérées comme facteurs principaux et interactions de premier ordre étaient: année, trimestre, zone, température à la surface de la mer et style d'engin. Les importantes interactions avec le facteur année ont été incluses dans le modèle final comme effets aléatoires. L'indice standardisé pour la première période a fait apparaître une baisse de la CPUE au cours des quatre premières années de la série, suivie d'une hausse accompagnée d'une tendance relativement stable jusqu'en 1992. Pour la deuxième période, une baisse marquée de l'indice de la CPUE a été observée de 1993 à 2012. Le style de l'engin utilisé par les palangriers uruguayens a été modifié depuis 1993 et la méthode GLMM n'a pas pu entièrement standardiser l'effet de ce changement lorsque toute la période a été analysée. C'est pourquoi les séries divisées devraient être utilisées afin d'être incluses dans les modèles, comme cela s'est fait dans la dernière session d'évaluation de l'espadon.*

*RESUMEN*

*Este estudio presenta una actualización de la tasa de captura estandarizada del pez espada, Xiphias gladius, capturado por la flota de palangre uruguaya en el Atlántico sudoccidental entre 1982 y 2012 utilizando información de los cuadernos de pesca. Hasta 1992 esta flota se dirigía principalmente al patudo, sin embargo, desde 1993, la pesquería cambió de objetivo para dirigir su actividad al pez espada. Por tanto, la serie de CPUE se analizó no solo como un*

<sup>1</sup> Recursos Pelágicos, Dirección Nacional de Recursos Acuáticos (DINARA). Constituyente 1497, CP 11200, Montevideo, Uruguay, adomingo@dinara.gub.uy

todo, sino que también fue separada en dos periodos tal y como se sugirió y utilizó en la última sesión de evaluación del stock de pez espada. Dado que había un 15% de lances con capturas cero de pez espada, la CPUE se estandarizó mediante modelos lineales mixtos generalizados (GLMM) utilizando un enfoque Delta lognormal. Las variables independientes consideradas factores principales e interacciones de primer orden fueron: año, trimestre, área, temperatura de la superficie del mar y tipo de arte. Las interacciones significativas con el factor Año se incluyeron en el modelo final como efectos aleatorios. El índice estandarizado para el primer periodo mostraba un descenso en la CPUE en los primeros cuatro años de la serie y luego un aumento con una tendencia relativamente estabilizada hasta 1992. Para el segundo periodo, se observó un marcado descenso en el índice de CPUE desde 1993 hasta 2012. El tipo de arte utilizado por los palangreros uruguayos ha cambiado desde 1993 y el método GLMM no puede estandarizar plenamente el efecto de este cambio cuando se analiza el periodo en su conjunto. Por ello, debería usarse la serie separada para su inclusión en los modelos de evaluación de stock al igual que se hizo en la última sesión de evaluación del stock de pez espada.

## KEYWORDS

Swordfish, Southwestern Atlantic, Logbooks, GLMM, Longline

## 1. Introduction

The Uruguayan longline fleet started its activities in 1981 and until 1992 this fleet consisted mainly of freezing vessels operating with Japanese-style longline targeting bigeye tuna, *Thunnus obesus* (Domingo *et al.*, 2008). Since 1992-1993, these vessels were replaced by fresh-fishing vessels operating with American-style longline, except for some freezing units that operate with a Spanish-style longline. During this latter period the longline fleet targeted mainly swordfish, *Xiphias gladius*. Because of that, the CPUE series was analyzed not only as a whole but also it was split in two periods -before and after 1992- as was suggested and used in the last swordfish stock assessment session (ICCAT 2010).

The present study updates the standardized catch rate of swordfish captured by the Uruguayan tuna longline fleet presented in SCRS/2009/127(Pons and Domingo, 2010) up to 2012.

## 2. Material and methods

### 2.1 Data reduction and exclusions

We analyzed data from logbooks of the Uruguayan longline fleet between 1981 and 2012. However, in order to improve the database we remove the first year of the time series because the data was partial and incomplete, *i.e.* the fleet started its activities in November 1981. In addition, sets with no location information and spatial cells where the fleet operated occasionally (grey dots in **Figure 1**) were not considered for the analysis, removing 5% of the total sets. Finally, a total of 19,524 sets from 1982 to 2012 with complete information were analyzed.

### 2.2 Data and variables used

From each fishing set the following information was used: date, geographical position (latitude and longitude) and Sea Surface Temperature (SST) at the beginning of each set and effort (in thousands of hooks). The CPUE was calculated as swordfish weight (in kilograms) per 1000 hooks.

We defined two areas for the analysis according to the distribution of the effort (Pons *et al.*, 2012). *Area 1*, at depths less than 2000 m, comprising mainly Uruguayan waters on the continental shelf and slope; and *Area 2*, depths higher than 2000 m in front of Uruguay and Brazil, comprising mainly international waters between 26°-42° S and 38°-55° W (**Figure 1**).

The SST was categorized in three levels according to the presence of different water masses in the region (Pons and Domingo, 2011; Pons *et al.*, 2012): below 15° C (mainly Sub-Antarctic waters), between 15° and 20° C (frontal zone) and above 20° C (mainly tropical waters). In addition, the seasonality was considered as annual quarters: 1 (January to March), 2 (April to June), 3 (July to September) and 4 (October to December).

Finally, to take into account potential differences between gear styles (Pons and Domingo, 2011; Pons *et al.*, 2012) we used the variable *Gear* with two levels: 1) monofilament mainline (American style longline) and 2) multifilament mainline (including Japanese style for the first period and Spanish style for the second).

### 2.3 Standardized methods

Because of the presence of zero catches in 15% of the sets, the CPUE was standardized by Generalized Linear Mixed Models (GLMMs) using a Delta Lognormal approach (Lo *et al.* 1992) to treated separately the positive observations (with a Lognormal distribution) to the probability that a positive observation occurs (with a Binomial response). We used an *identity* link function for the Lognormal and a *logit* link function for the Binomial models.

Deviance tables (for both components of the delta model) were used to select the fixed explanatory factors and interactions that explained most of the variability in the data (Ortiz and Arocha 2004). The effect of each factor/interaction was evaluated according to: 1) the result of the  $X^2$  test between two nested models (in the case of models with interactions, the  $X^2$  was between a model with and without the interaction); and 2) the percent of deviance explained by the addition of each factor/interaction to the model. Only those factors/interactions whose deviation exceeds 5% of the total deviation were selected as explanatory variables.

Once selected the fixed factors and interactions, all interactions involving the factor *Year* were evaluated as random effect variables to obtain the estimated index per year, transforming the GLMs into GLMMs (Generalized Linear Mixed Models) (Cooke 1997). The significance of the random interactions was evaluated by the Akaike information Criterion (AIC), Schwarz's Bayesian Criterion (BIC) and the likelihood ratio test (Pinheiro and Bates, 2000). The models with smaller AIC and BIC values were selected. The indices of abundance were estimated then as the product of the least squares means (LSMeans) of the factor *Year* for the selected Lognormal and Binomial models (Lo *et al.*, 1992; Stefánsson, 1996). Also, variance estimation for the standardized index was calculated following Walter and Ortiz (2012) for two-stage CPUE estimators.

The independent variables considered in the standardization model, as main factors and also as first-order interactions, are summarized in **Table 1**. All the analyses were conducted using R software (R Development Core Team, 2012) with the packages MASS (Venables *et al.*, 2002), lme4 (Bates, 2012), lsmeans (Lenth, 2013) and pbkrtest (Højsgaard and Halekoh, 2012).

### 2.4 Swordfish size data

Swordfish fork length (FL) data presented was obtained by the Uruguayan on board observer program (PNOFA) between 1998 and 2011. Finally, a boxplot of swordfish FL by year was presented.

## 3. Results and discussion

### 3.1 Swordfish catches

In **Figure 2** annual total catches, for the period 1982-2012, from ICCAT Task I database are presented. Although, there were high catches of swordfish between 1983 and 1985, until 1992 swordfish was caught as by-catch. That peak was related directly with an increase in effort during this period (**Figure 2**) when 5 vessels from China-Taipei operated with Uruguayan flag in the region. In 1993 the Uruguayan longline fleet changed their target to swordfish what led to an increase in the proportion of swordfish in relation to total tunas (**Figure 3**).

### 3.2 Standardized indices

The percentage of sets that captured swordfish (positive sets) to the total sets was 85% for the entire period, with a minimum of 64% in 2002 and a maximum of 97% in 2007 (**Figure 4**). Even though during the first period swordfish was caught as bycatch, the percentage of positive sets in both periods analyzed (bycatch and target periods) were 85%.

Regarding the positive sets, **Figure 5** shows the frequency distribution of the log-transformed nominal CPUE for the entire series and by period.



### 3.2.1 Whole period (1982-2012)

The first order interactions considered to include in the GLMs are plotted in **Figure 6**. However, the interaction *Year: Gear* were not used in the analysis because there was not continuity in time of each *Gear* category, *i.e.* during the first period only vessels using multifilament mainline were operating (**Figure 6**). In addition, **Figure 7** shows the number of positive observations by factors for the whole period.

Deviance table analysis, one for the Lognormal and other for the Binomial models, are shown in **Tables 2a** and **2b** respectively. For the mean catch rates given in the positive sets, the factors *Year*, *Quarter* and *Gear*, and the interactions *Year: Quarter* and *Year: Area* were significant (**Table 2a**). Also, for the proportion of positives/total sets the factors *Year*, *Area* and *Quarter* and the interactions *Year: Area*, *Year: Quarter*, *Year: SST* and *Area: Gear* were significant (**Table 2b**).

Thus, after fixed factors were selected, the interactions with *Year* were included as random effects. According to the three criteria evaluated (the likelihood ratio tests and reductions in AIC and BIC values, **Table 3**) the final models selected for the Lognormal and Binomial components were:

**Lognormal Model:**  $\log(\text{CPUE}) = \text{Year} + \text{Area} + \text{Quarter} + \text{Gear} + \text{Random}(\text{Year: Area}) + \text{Random}(\text{Year: Quarter})$

**Binomial Model:**  $\text{positive/total} = \text{Year} + \text{Area} + \text{Quarter} + \text{SST} + \text{Area: Gear} + \text{Random}(\text{Year: Area}) + \text{Random}(\text{Year: Quarter}) + \text{Random}(\text{Year: SST})$

Diagnostic plots for the final Lognormal GLMM confirmed model assumptions of homogeneity of variance and lognormal distribution of the CPUE. However, some deviation from normality could be observed towards the lower side of the distribution (**Figure 8**).

The final standardized swordfish CPUE index for the entire period is shown in **Figure 9** and presented in **Table 4**. The standardized index showed a decrease in the CPUE in the first four years of the time series and then an increase with a relative stabilized tendency up to 1992. Then, a marked decrease was observed in the CPUE index from 1993 to 2012 (**Figure 9**).

### 3.2.2 First period (1982-1992)

The first order interactions considered for the first period of the time series are plotted in **Figure 10**. The factor *Gear* was not considered because the Uruguayan longline vessels during this period operated only with one type of gear: Japanese-style longline with multifilament mainline. In **Figure 11** the numbers of positive observations by factors are presented.

Deviance table analysis, one for the Lognormal and other for the Binomial models, are shown in **Tables 5a** and **5b** respectively. For the mean catch rates given in the positive sets, the fixed factors *Year* and *Quarter*, and the interactions *Year: Quarter*, *Year: Area*, *Quarter: SST* and *Quarter: Area* were significant (**Table 5a**). In addition, for the proportion of positive/total sets the factors *Year* and *Quarter*, and the interactions *Year: Area*, *Year: Quarter*, *Year: SST* and *Quarter: Area* were significant (**Table 5b**).

After these fixed factors were selected the interactions with the *Year* factor were included as random effects. According to the three criteria evaluated (the likelihood ratio tests and reductions in AIC and BIC values, **Table 6**) the final models selected for the Lognormal and Binomial components were:

**Lognormal Model:**  $\log(\text{CPUE}) = \text{Year} + \text{Area} + \text{Quarter} + \text{SST} + \text{Quarter: SST} + \text{Quarter: Area} + \text{Random}(\text{Year: Area}) + \text{Random}(\text{Year: Quarter})$

**Binomial Model:**  $\text{positive/total} = \text{Year} + \text{Area} + \text{Quarter} + \text{SST} + \text{Quarter: Area} + \text{Random}(\text{Year: Area}) + \text{Random}(\text{Year: Quarter})$

Diagnostic plots for the final Lognormal GLMM confirmed model assumptions of homogeneity of variance and lognormal distribution of the CPUE (**Figure 12**).

The final standardized CPUE index for the period 1982-1992 is shown in **Figure 13** and presented in **Table 4**. The standardized index showed a decrease in the CPUE in the first four years with an increase in 1987 and a stable tendency between 1988 and 1992.

### 3.2.3 Second period (1993-2012)

The first order interactions considered to include in the GLM models in the second period of the time series are shown in **Figure 14**. The interaction *Year: Gear*, *Year: SST* and *Quarter: SST* were not included in the analysis because there was discontinuity in time of each factors category (**Figure 14**). In **Figure 15** the numbers of positive observations by factors are presented.

Deviance table analysis, one for the Lognormal and other for the Binomial models, are presented in **Tables 7a** and **7b** respectively. For the mean catch rates given in the positive sets, the factors *Year*, *Quarter* and *Gear*, and the interaction *Year: Quarter* were significant (**Table 7a**). In addition, for the proportion of positive/total sets the factors *Year*, *Area*, *Quarter* and *SST*, and the interactions *Year: Area* and *Year: Quarter* were significant (**Table 7b**).

After fixed factor were selected the interactions with the factor *Year* were included as random effects (see **Table 8**). The final models selected for the Lognormal and Binomial components were:

**Lognormal Model:**  $\log(CPUE) = Year + Quarter + Gear + \text{Random}(Year: Quarter)$

**Binomial Model:**  $positive/total = Year + Area + Quarter + SST + \text{Random}(Year: Area) + \text{Random}(Year: Quarter)$

Diagnostic plots for the final Lognormal GLMM confirmed in general model assumptions however some deviation from normality can be observed in the left side of the residuals distribution (**Figure 16**).

The final standardized index for swordfish catch rates between 1993 and 2012 is shown in **Figure 17** and presented in **Table 4**. The standardized CPUE showed a marked decrease since 1993 up to 2012.

The Gear style used by Uruguayan longliners changed in 1992 and the GLMM method cannot fully standardize the effect of this change when the whole period was analyzed (**Figure 18**). Thus, the split series should be used to include in stock assessment models as was used in the last swordfish stock assessment session (ICCAT 2010).

The differences observed between the last standardized series presented in SCRS/2009/127 and the present study (**Figure 18**) is due to differences in explanatory variables definitions, data reductions and exclusions, and models used. In the last assessment (2010) the series was split after the standardization process and not before like in the present study.

### 3.3 Swordfish size data

For the period 1998-2011, the Uruguayan tuna fleet captured swordfish between 57 and 319 cm fork length, with an overall mean of 156 cm (N=24,309, **Figure 19**). This mean length matched with the size in which the 50% of the swordfish females reach sexual maturity in the Southwestern Atlantic (Hazin *et al.*, 2002).

## References

- Bates, D., Maechler, M. and Bolker, B. 2012. lme4: Linear mixed-effects models using Eigen and S4 classes. R package version 0.999999-0. <http://CRAN.R-project.org/package=lme4>
- Cooke, J. G., 1997. A procedure for using catch-effort indices in bluefin tuna assessments. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 46: 228–232.
- Domingo, A., Pons, M., Miller, P., Passadore, C., Mora, O., and Pereyra, G. 2008. Estadísticas del atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) en la pesquería de palangre pelágico de Uruguay (1981-2006). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(2): 495-511.
- Hazin, F. H. V., Hazin, H. G., Boeckmann, C. E. and Travassos, P. 2002. Preliminary study on the reproductive biology of swordfish, *Xiphias gladius* (Linnaeus 1758), in the southwestern equatorial Atlantic ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 54(5): 1560-1569.

- Højsgaard, S. and Halekoh, U. 2012. pbrtest: Parametric bootstrap and Kenward Roger based methods for mixed model comparison. R package version 0.3-4. <http://CRAN.R-project.org/package=pbrtest>
- ICCAT. 2010. Report of the 2009 Atlantic swordfish stock assessment session (Madrid, September 7 to 11, 2009). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 1-123.
- Lenth, R. V. 2013. lsmeans: Least-squares means. R package version 1.06-05. <http://CRAN.R-project.org/package=lsmeans>
- Lo, N.C., Jacobson, L. D. and Squire, J. L. 1992. Indices of relative abundance from fish spotter data based on delta-lognormal models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 49, 2515–2526.
- Ortiz, M. and Arocha, F. 2004. Alternative error distribution models for standardization of catch rates of non-target species from a pelagic longline fishery: billfish species in the Venezuelan tuna longline fishery. Fish. Res. 70: 275–297.
- Pons, M. and Domingo, A. 2010. Estandarización de la CPUE del pez espada (*Xiphias gladius*) capturado por la flota de palangre pelágico de Uruguay en el Atlántico Sur Occidental. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 295-301.
- Pons, M. and Domingo, A. 2011. Estandarización de la CPUE del atún ojo grande, *Thunnus obesus*, capturado por la flota de palangre pelágico de Uruguay entre 1981 y 2009. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(1): 308-322.
- Pons, M., Ortiz, M. and Domingo, A. 2012. Catch rates standardization of albacore tuna, *Thunnus alalunga*, caught by the Uruguayan longline fleet (1983-2010). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 546-557.
- Pinheiro, J. C. and Bates, D. M. 2000. Mixed-Effects Models in S and S-Plus. Springer-Verlag, New York.
- R Core Team. 2012. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0. <http://www.R-project.org/>
- Stefánsson, G. 1996. Analysis of groundfish survey abundance data: combining the GLM and Delta approaches. ICES J. Mar. Sci. 53: 577–588.
- Venables, W. N. and Ripley, B. D. 2002. Modern Applied Statistics with S. Fourth Edition. Springer, New York.
- Walter, J. and Ortiz, M. 2012. Derivation of the delta-lognormal variance estimator and recommendation for approximating variances for two-stage CPUE standardization models. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68: 365-369.

**Table 1.** Summary of independent variables used in the GLM and GLMM models. The numbers between parentheses refer to the number of categories in each factor variable.

Variable	Type	Observations
Year	Categorical (31)	Period: 1982-2012
Quarter	Categorical (4)	Quarter 1: January-March Quarter 2: April-June Quarter 3: July-September Quarter 4: October-December
Sea surface temperature (SST)	Categorical (3)	In Celsius degrees (° C), range: 8°-29° C SST1: < 15° C SST2: between 15° and 20° C SST3: > 20° C
Area	Categorical (2)	Área 1: < 2000 m depth* Área 2: > 2000 m depth*
Gear	Categorical (2)	1: Monofilament mainline 2: Multifilament mainline

\* See Figure 1.

**Table 2.** Deviance analysis table of positive catch rates (**a**: Lognormal) and proportion of positive sets (**b**: Binomial) models. ‘d.f.’ refers to degree of freedom of the added factor; ‘% of total deviance’ to the reduction in percentage of model deviance by adding the factor or interaction to the model.

a) Model factors positive catch rates values	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance
NULL	1	27057		
Year	30	22634	4423	56.3
Year Quarter	3	20098	2536	32.3
Year Quarter Area	1	19988	110	1.4
Year Quarter Area SST	2	19984	4	0.0
Year Quarter Area SST Gear	1	19200	784	10.0
Year Quarter Area SST Gear Year* Quarter	88	17854	1346	14.6
Year Quarter Area SST Gear Year* Area	30	18690	510	6.1
Year Quarter Area SST Gear Year* SST	53	18852	347	4.2
Year Quarter Area SST Gear Quarter* SST	6	19056	144	1.8
Year Quarter Area SST Gear Quarter* Area	3	19027	173	2.1
Year Quarter Area SST Gear Area* SST	2	19113	87	1.1
Year Quarter Area SST Gear Area* Gear	1	19119	80	1.0

b) Model factor s proportion positives	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance
NULL	1	4429		
Year	30	3622	807	39.0
Year Area	1	2930	693	33.5
Year Area Quarter	3	2417	513	24.8
Year Area Quarter SST	2	2364	53	2.6
Year Area Quarter SST Gear	1	2362	1	0.1
Year Area Quarter SST Gear Year* Area	30	1525	837	28.8
Year Area Quarter SST Gear Year* Quarter	88	1752	610	22.8
Year Area Quarter SST Gear Year* SST	53	2049	314	13.2
Year Area Quarter SST Gear Quarter* SST	3	2342	20	1.0
Year Area Quarter SST Gear Quarter* Area	6	2344	18	0.9
Year Area Quarter SST Gear Area* SST	2	2269	93	4.3
Year Area Quarter SST Gear Area* Gear	1	1959	404	16.3

**Table 3.** Analyses of the delta lognormal mixed model formulations for swordfish catch rates from the Uruguayan pelagic longline fishery (1982-2012).

GLMM	Akaike's Information Criterion	Bayesian Information Criterion	Log Likelihood	Likelihood Ratio Test
<b>Positives catch rates</b>				
Year Area Quarter Gear	49616	49909	-24770	
Year Area Quarter Gear <i>Year:Area</i>	49345	49639	-24635	<0.0001
<b>Year Area Quarter Gear <i>Year:Area Year:Quarter</i></b>	<b>48395</b>	<b>48696</b>	<b>-24158</b>	<b>&lt;0.0001</b>
<b>Proportion of positives</b>				
Year Area Quarter SST Area:Gear	2039	2211.6	-979.41	
Year Area Quarter SST Area:Gear <i>Year:Area</i>	1787	1959.5	-853.36	<0.0001
Year Area Quarter SST Area:Gear <i>Year:Area Year:Quarter</i>	1501	1678.4	-709.68	<0.0001
<b>Year Area Quarter SST Area:Gear <i>Year:Area Year:Quarter Year:SST</i></b>	<b>1441</b>	<b>1622.4</b>	<b>-678.5</b>	<b>&lt;0.0001</b>

**Table 4.** Nominal and standardized index of relative abundance of swordfish in weight (kg) for the Uruguayan pelagic longline fleet for the whole period (1982-2012) and for each specific period considered in the analysis (before and after 1992). CV=coefficients of variation for the standardized indices.

<b>Year</b>	<b>Nominal CPUE</b>	<b>Standardized CPUE (whole period)</b>	<b>CV</b>	<b>Standardized CPUE (by period)</b>	<b>CV</b>
1982	577	736	0.48	368	0.58
1983	325	407	0.48	219	0.57
1984	280	283	0.49	162	0.58
1985	273	155	0.53	97	0.60
1986	356	189	0.54	111	0.62
1987	492	386	0.49	219	0.58
1988	496	272	0.51	149	0.60
1989	560	347	0.54	179	0.62
1990	511	270	0.52	149	0.61
1991	448	270	0.56	130	0.65
1992	333	189	0.57	147	0.65
1993	740	463	0.56	554	0.31
1994	610	334	0.53	320	0.31
1995	1015	500	0.50	540	0.28
1996	883	416	0.48	439	0.25
1997	996	452	0.51	565	0.27
1998	713	347	0.51	422	0.28
1999	661	330	0.48	372	0.25
2000	580	376	0.50	380	0.28
2001	674	334	0.50	365	0.27
2002	432	188	0.55	246	0.39
2003	354	193	0.55	213	0.38
2004	446	312	0.51	314	0.28
2005	368	250	0.50	262	0.26
2006	375	303	0.50	294	0.27
2007	434	284	0.48	326	0.25
2008	261	177	0.51	172	0.31
2009	236	210	0.51	199	0.30
2010	233	206	0.53	193	0.33
2011	100	91	0.61	89	0.42
2012	147	121	0.54	114	0.35

**Table 5.** Deviance analysis table of positive catch rates (**a:** Lognormal) and proportion of positive sets (**b:** Binomial) models. 'd.f.' refers to degree of freedom of the added factor; '% of total deviance' to the reduction in percentage of model deviance by adding the factor or interaction to the model.

a) Model factors positive catch rates values	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance
NULL	1	13586		
Year	10	12960	626	18.9
Year Quarter	3	10306	2654	80.2
Year Quarter Area	1	10305	1	0.0
Year Quarter Area SST	2	10277	27	0.8
Year Quarter Area SST Year* Quarter	29	9728	550	14.2
Year Quarter Area SST Year* Area	10	9960	317	8.8
Year Quarter Area SST Year* SST	20	10135	142	4.1
Year Quarter Area SST Quarter* SST	6	9972	306	8.5
Year Quarter Area SST Quarter* Area	3	9922	355	9.7
Year Quarter Area SST Area* SST	2	10191	87	2.6

b) Model factors proportion positives	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance
NULL	1	1333		
Year	10	1135	197	27.6
Year Area	1	1119	16	2.3
Year Area Quarter	3	621	498	69.6
Year Area Quarter SST	2	617	4	0.6
Year Area Quarter SST Year* Area	10	482	134	15.8
Year Area Quarter SST Year* Quarter	29	399	218	23.3
Year Area Quarter SST Year* SST	20	521	96	11.8
Year Area Quarter SST Quarter* Area	3	570	47	6.1
Year Area Quarter SST Area* SST	2	599	18	2.4

**Table 6.** Analyses of the delta lognormal mixed model formulations for swordfish catch rates from the Uruguayan pelagic longline fishery (1982-1992).

GLMM	Akaike's Information Criterion	Bayesian Information Criterion	Log Likelihood	Likelihood Ratio Test
<b>Positives catch rates</b>				
Year Area Quarter SST Quarter:SST Quarter:Area	22958	23151	-11451	
Year Area Quarter SST Quarter:SST Quarter:Area Year:Area	22830	23024	-11387	<0.0001
Year Area Quarter SST Quarter:SST Quarter:Area Year:Area Year:Quarter	22707	22908	-11325	<0.0001
<b>Proportion of positives</b>				
Year Area Quarter SST Area:Quarter	612	680	-285	
Year Area Quarter SST Area:Quarter Year:Area	551	619	-255	<0.0001
Year Area Quarter SST Area:Quarter Year:Area Year:Quarter	450	540	-197	<0.0001
Year Area Quarter SST Area:Quarter Year:Area Year:Quarter Year:SST	468	542	-211	<0.0001

**Table 7.** Deviance analysis table of positive catch rates (**a**: Lognormal) and proportion of positive sets (**b**: Binomial) models. 'd.f.' refers to degree of freedom of the added factor; '% of total deviance' to the reduction in percentage of model deviance by adding the factor or interaction to the model.

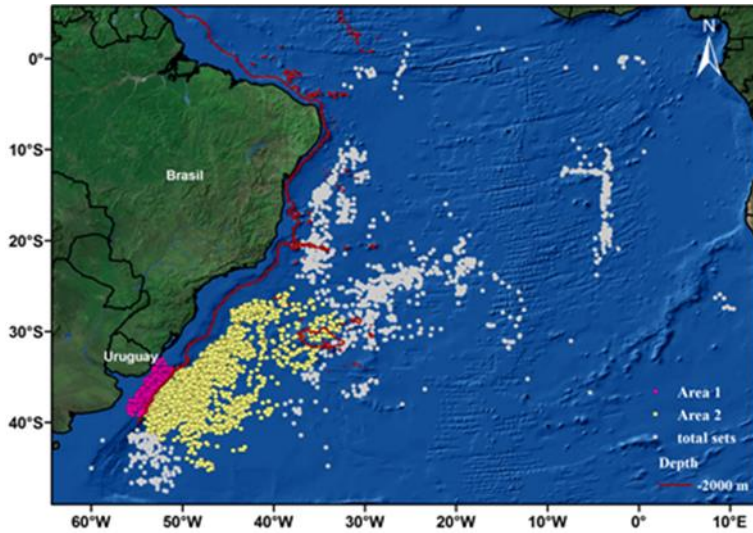
a) Model factors positive catch rates values	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance
NULL	1	11090		
Year	19	9674	1417	51.3
Year Quarter	3	9198	475	17.2
Year Quarter Area	1	9081	118	4.3
Year Quarter Area SST	2	9073	8	0.3
Year Quarter Area SST Gear	1	8329	745	27.0
Year Quarter Area SST Gear Year* Quarter	56	7979	350	11.2
Year Quarter Area SST Gear Year* Area	19	8191	137	4.7
Year Quarter Area SST Gear Quarter* SST	5	8313	15	0.6
Year Quarter Area SST Gear Quarter* Area	3	8272	56	2.0
Year Quarter Area SST Gear Area* SST	2	8318	11	0.4
Year Quarter Area SST Gear Area* Gear	1	8328	0	0.0

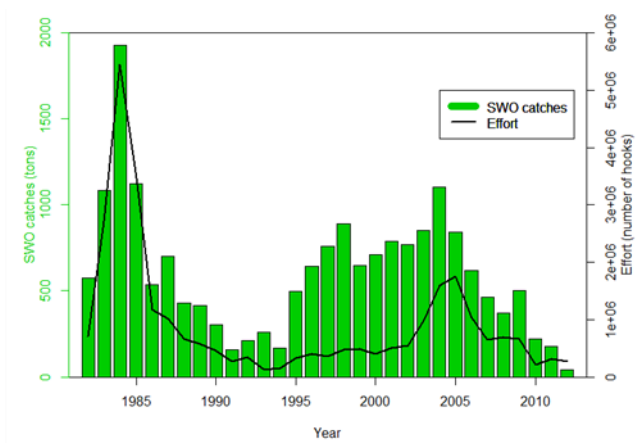
b) Model factors proportion positives	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance
NULL	1	3084		
Year	19	2475	608	31.7
Year Area	1	1499	976	50.8
Year Area Quarter	3	1303	197	10.2
Year Area Quarter SST	2	1193	110	5.7
Year Area Quarter SST Gear	1	1162	30	1.6
Year Area Quarter SST Gear Year* Area	19	869	293	13.2
Year Area Quarter SST Gear Year* Quarter	56	836	327	14.5
Year Area Quarter SST Gear Quarter* SST	3	1155	8	0.4
Year Area Quarter SST Gear Quarter* Area	5	1134	29	1.5
Year Area Quarter SST Gear Area* SST	2	1124	39	2.0
Year Area Quarter SST Gear Area* Gear	1	1160	3	0.1

**Table 8.** Analyses of the delta lognormal mixed model formulations for swordfish catch rates from the Uruguayan pelagic longline fishery (1982-1992).

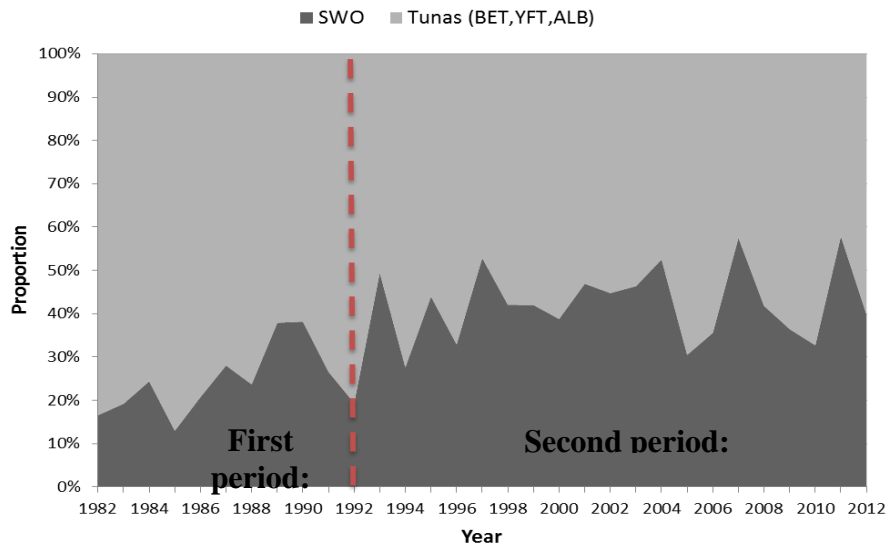
GLMM	Akaike's Information Criterion	Bayesian Information Criterion	Log Likelihood	Likelihood Ratio Test
<b>Positives catch rates</b>				
Year Quarter Gear	25745	25931	-12847	
Year Quarter Gear Year: Quarter	25547	25732	-12747	<0.0001
<b>Proportion of positives</b>				
Year Area Quarter SST	1247	1352	-596	
Year Area Quarter SST Year:Area	1052	1157	-499	<0.0001
Year Area Quarter SST Year:Area Year:Quarter	935	1045	-440	<0.0001



**Figure 1.** Distribution of longline sets deployed by Uruguayan longline fleet in the Southwestern Atlantic Ocean registered on logbooks between 1982 and 2012. Color dots represent the two areas selected for the analysis: **Area 1**, below 2000 m depth (red line); and **Area 2**, above 2000 m depth. Gray dots were left out of analysis.

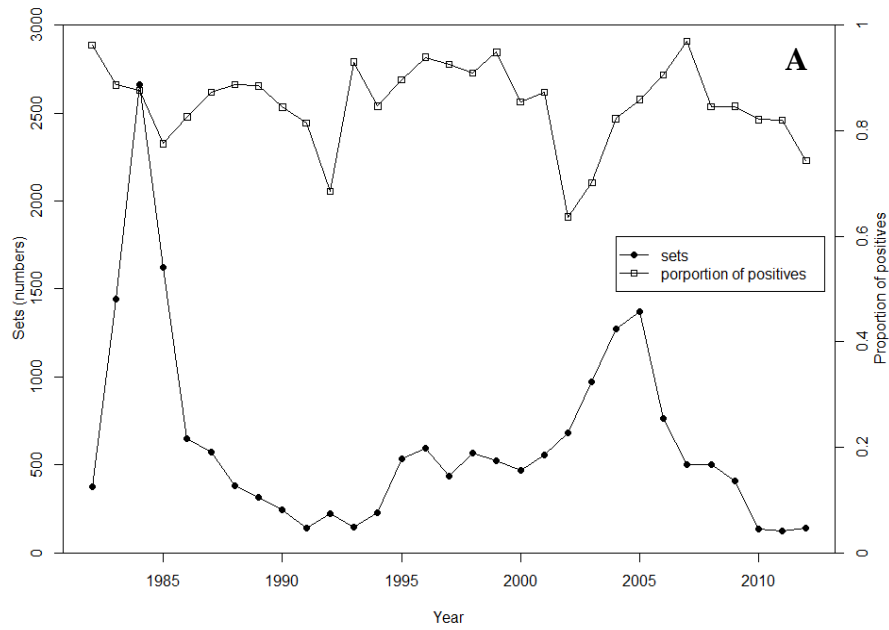


**Figure 2.** Annual total catches in tons (ICCAT, Task I) and effort (in number of hooks) for the period 1982-2012.

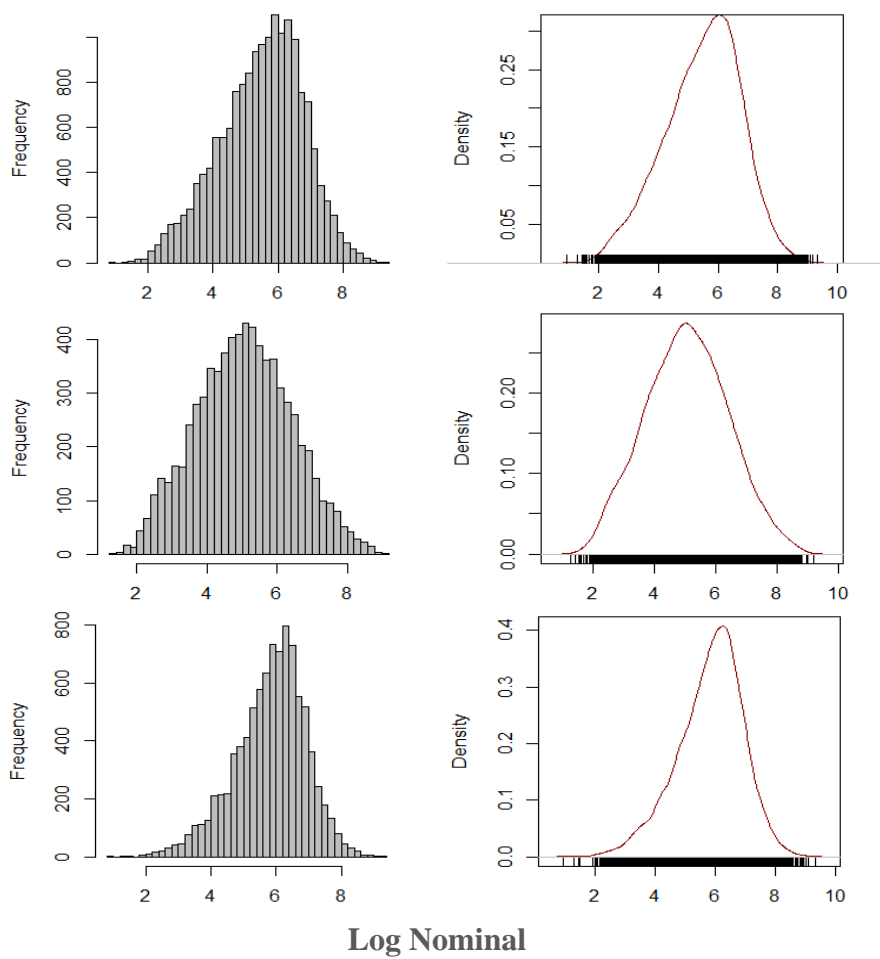


**Figure 3.** Proportion of swordfish to tunas catches by year and period (First period: 1982-1992; Second period: 1993-2012). BET: bigeye, YFT: yellowfin, ALB: albacore.

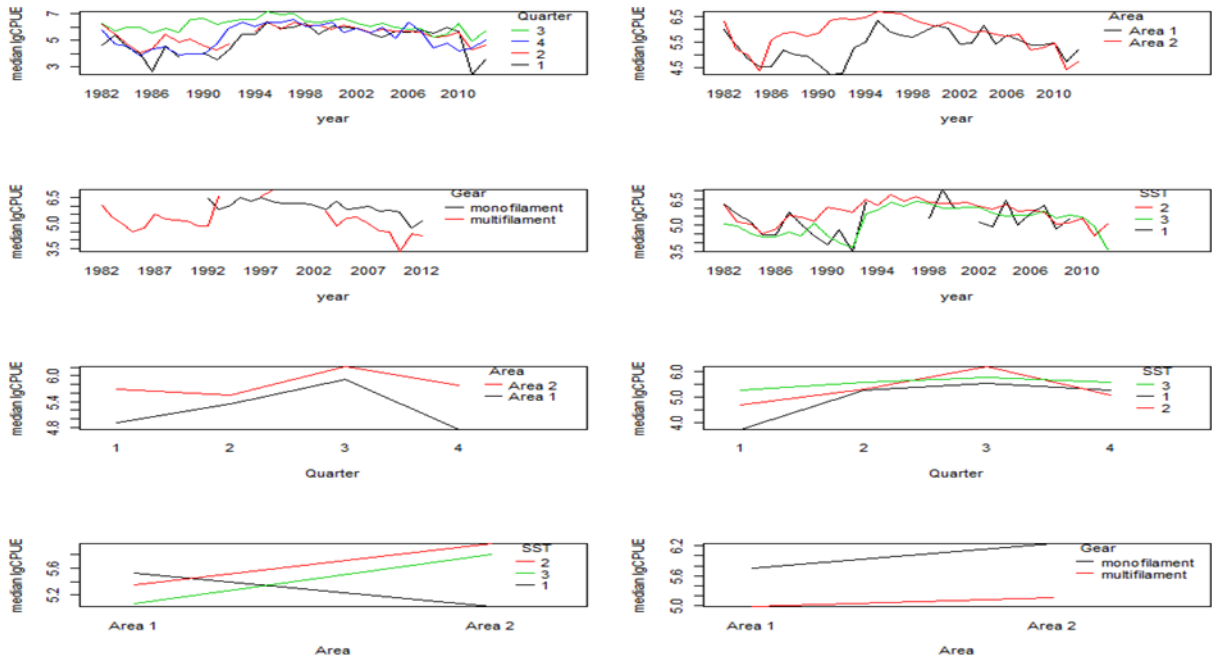




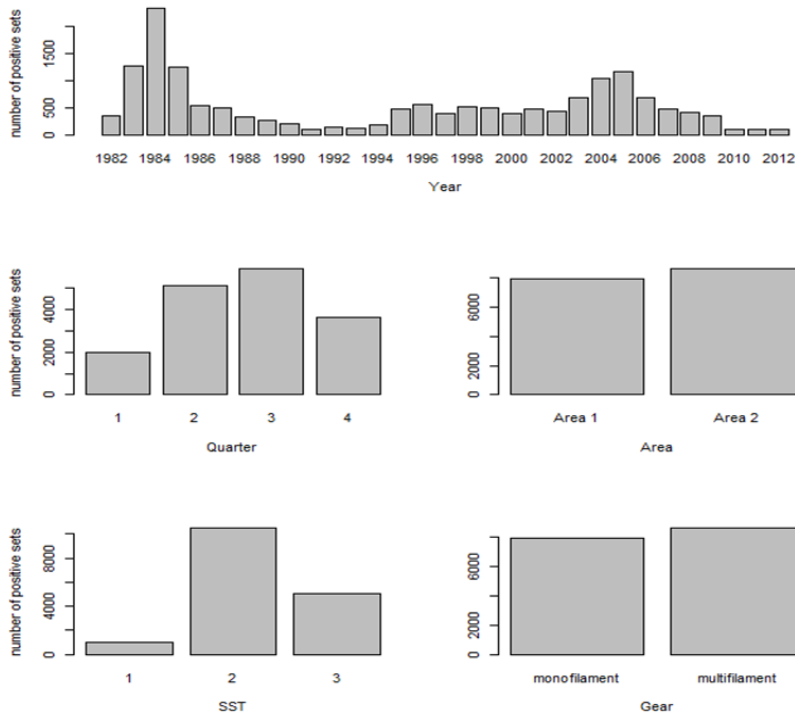
**Figure 4.** Number of sets and proportion of swordfish positive sets by year for the Uruguayan longline fleet.



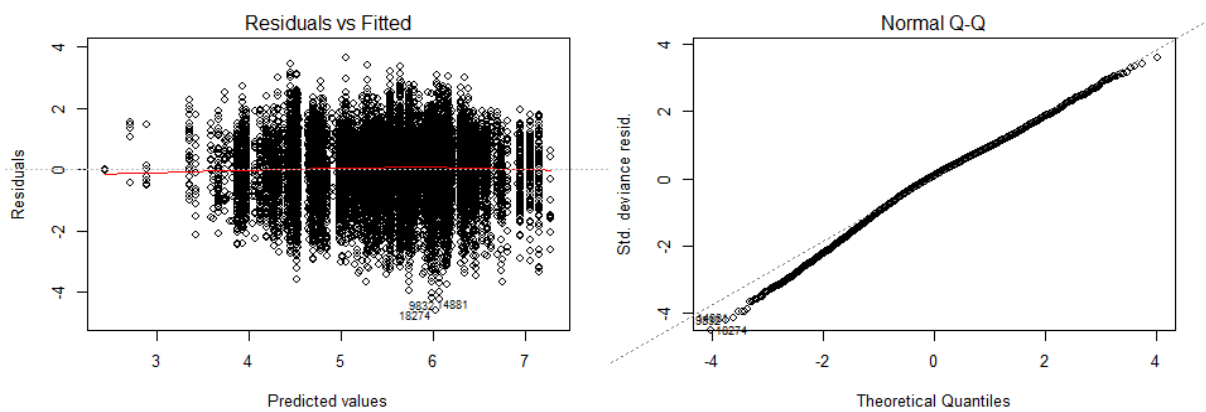
**Figure 5.** Frequency distribution of Log-transformed nominal CPUE for positive sets of swordfish caught by Uruguayan longliners. In **A**: from logbooks between 1982 and 2012; **B**: first period (1982-1992); and **C**: second period (1993-2012).



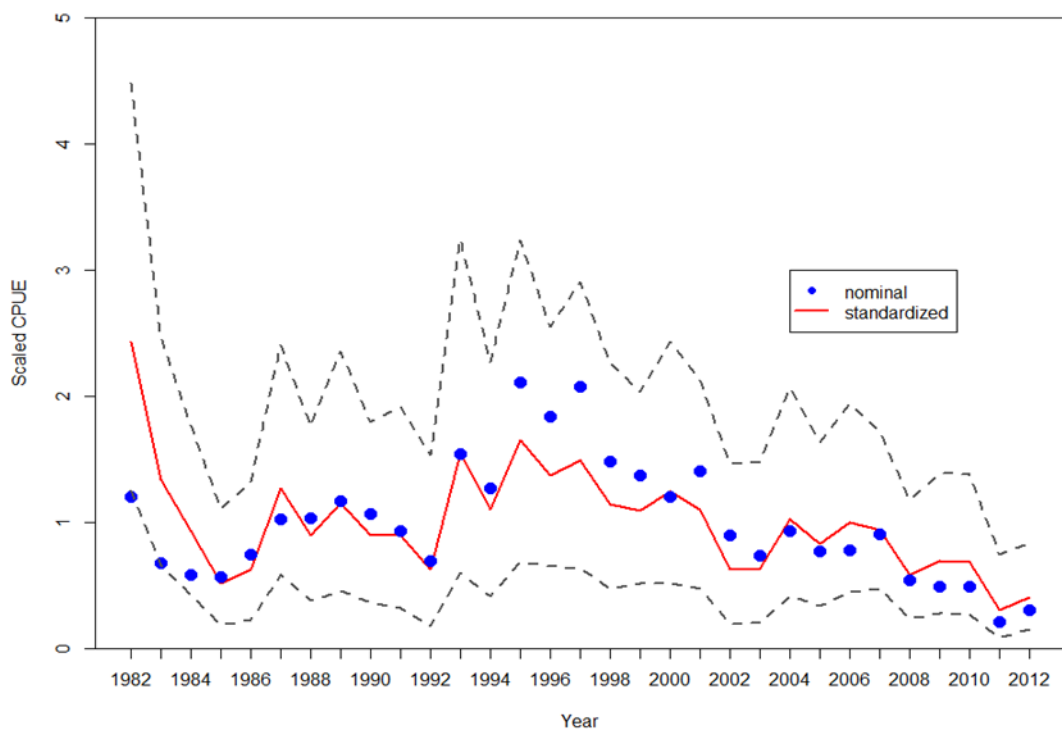
**Figure 6.** Interaction plots between factors for the logCPUE for the period 1982-2012 (Factors: *Year*, *SST*, *Area*, *Quarter* and *Gear*).



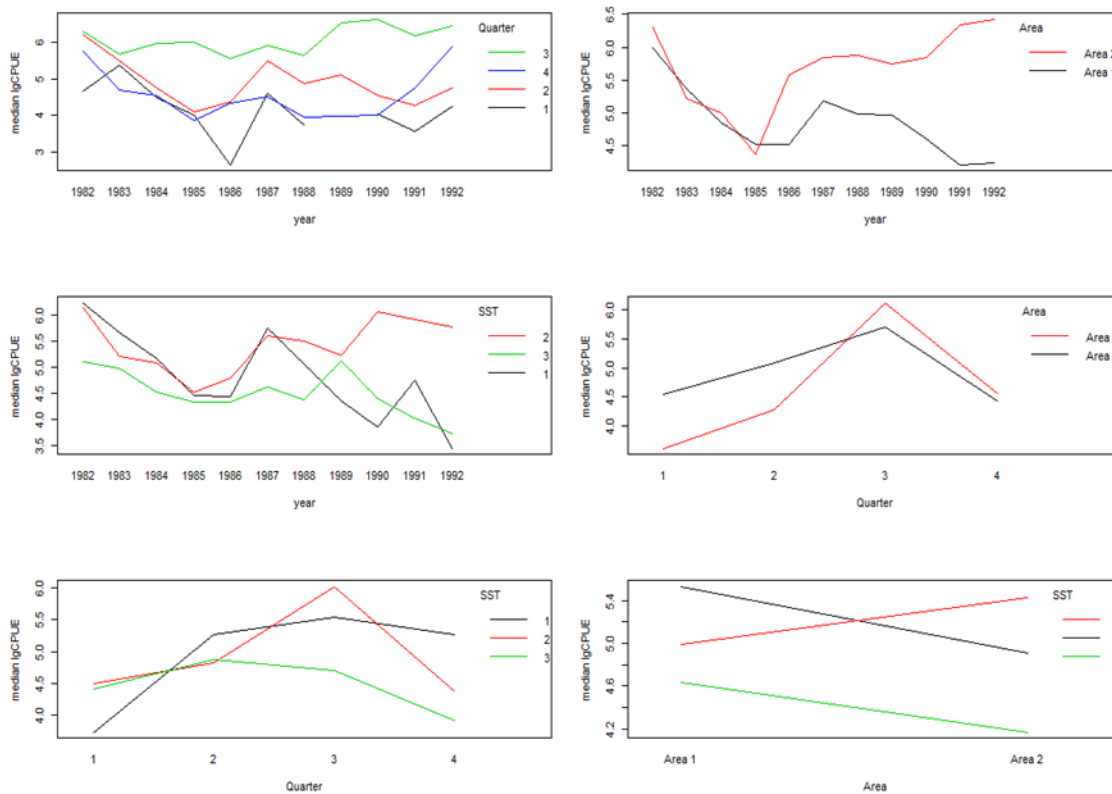
**Figure 7.** Number of positive sets by factors for the period 1982-2012 (Factors: *Year*, *SST*, *Area*, *Quarter* and *Gear*).



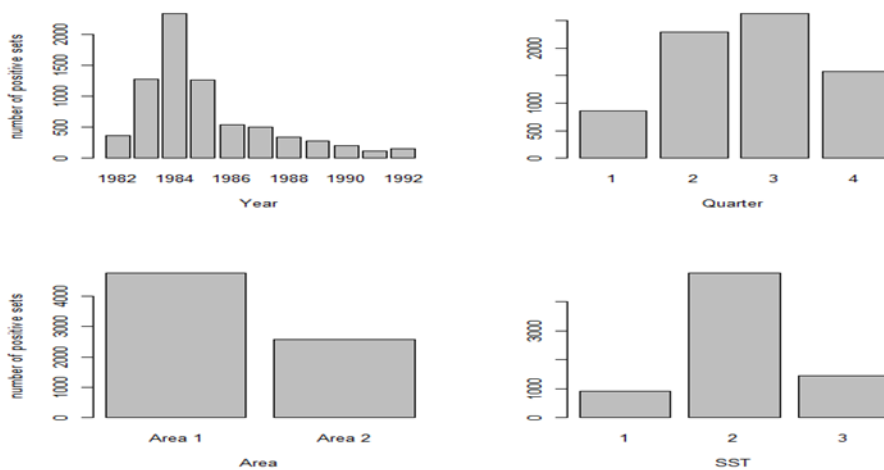
**Figure 8.** Diagnostic plots for positive swordfish catch rates (Lognormal GLMM). In all plots the broken line represents the expected pattern of observations.



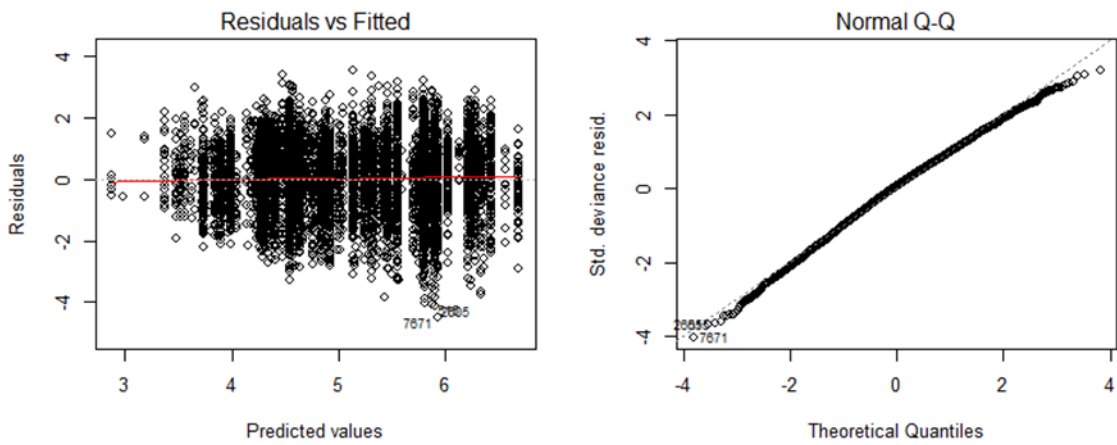
**Figure 9.** Scaled nominal and standardized indices of abundance in biomass for swordfish caught by Uruguayan pelagic longline fleet for the period 1982-2012. Dotted lines correspond to the 95% confidence interval of the estimated standardized index.



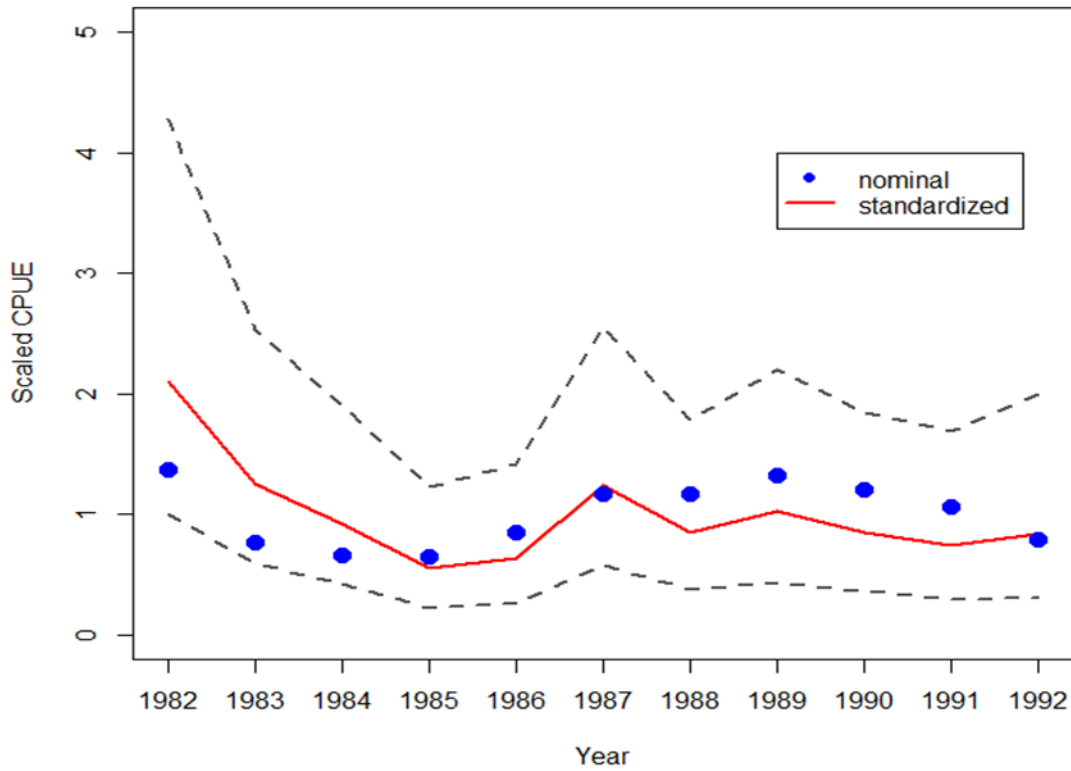
**Figure 10.** Interaction plots between factors for the logCPUE, period 1982-1992 (Factors: Year, SST, Area and Quarter).



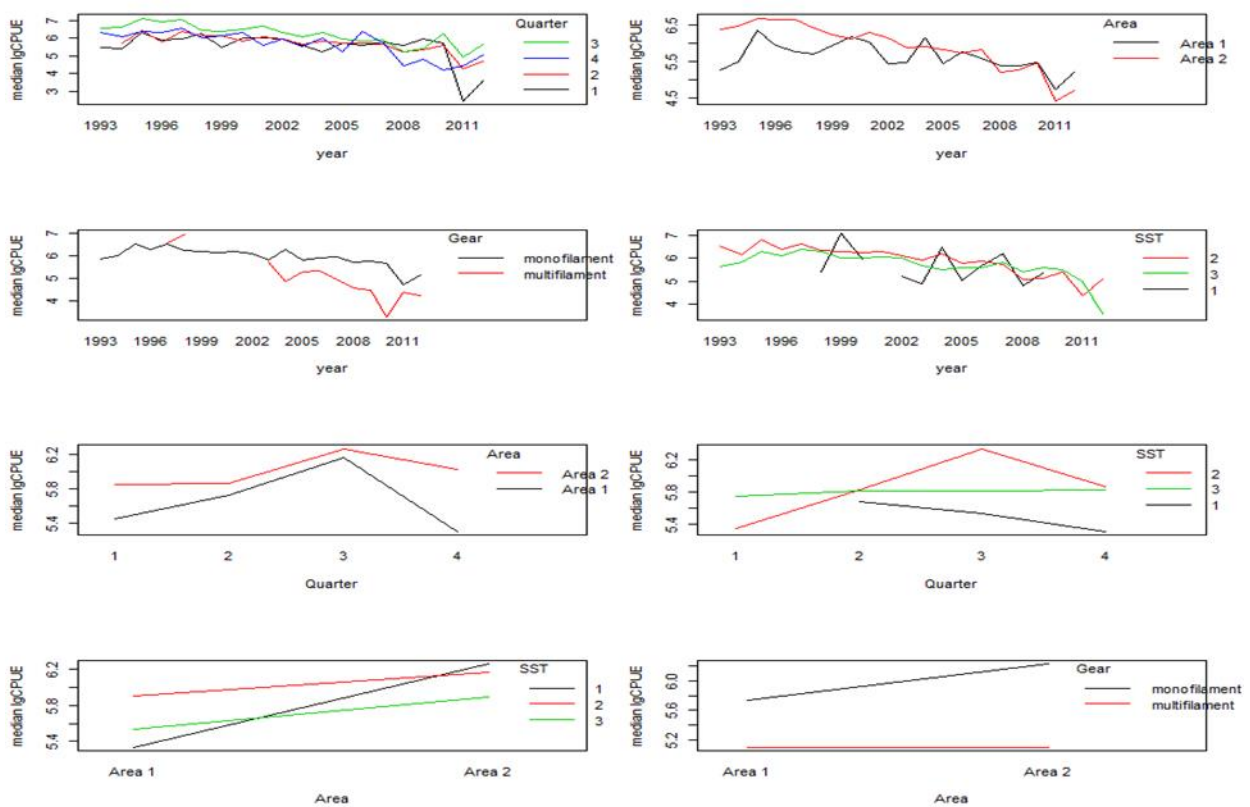
**Figure 11.** Number of positive sets by factors, period 1982-1992 (Factors: Year, SST, Area and Quarter).



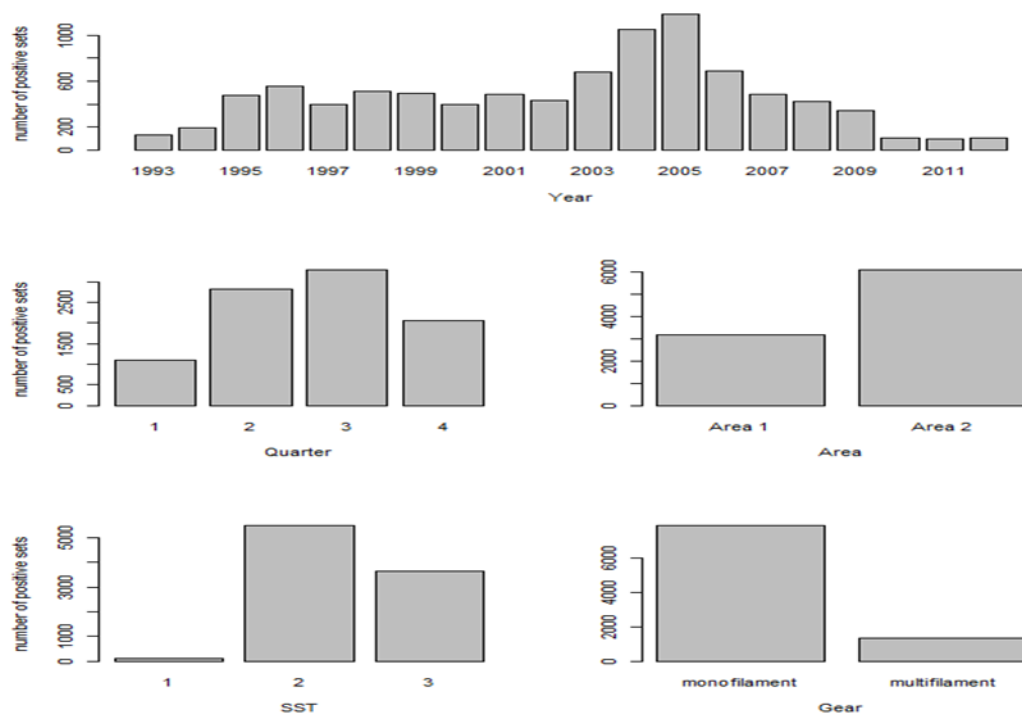
**Figure 12.** Diagnostic plots for positive swordfish catch rates (Lognormal GLMM). In all plots the broken line represents the expected pattern of observations.



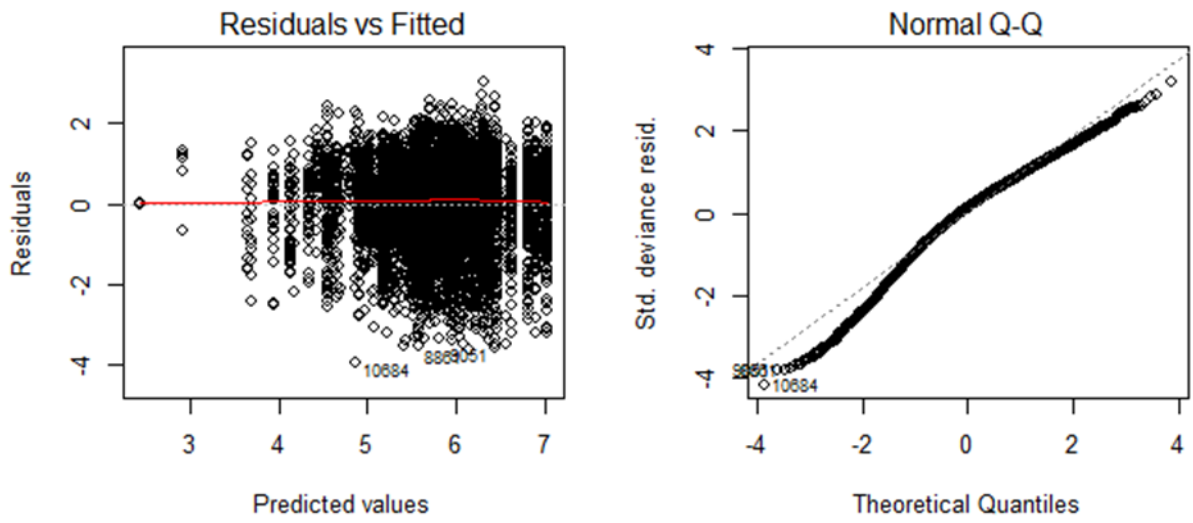
**Figure 13.** Scaled nominal and standardized indices of abundance in biomass for swordfish, caught by Uruguayan pelagic longline fleet for the period 1982-1992. Dotted lines correspond to the 95% confidence interval of the estimated standardized index.



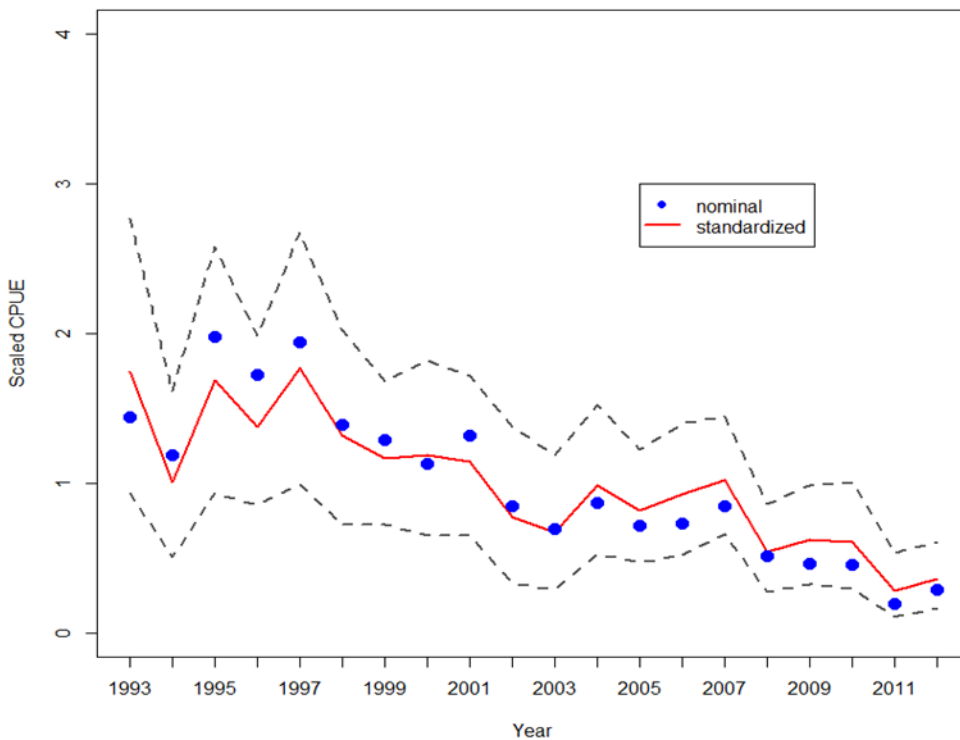
**Figure 14.** Interaction plots between factors for the logCPE for the period 1993-2012 (Factors: *Year*, *SST*, *Area*, *Quarter* and *Gear*).



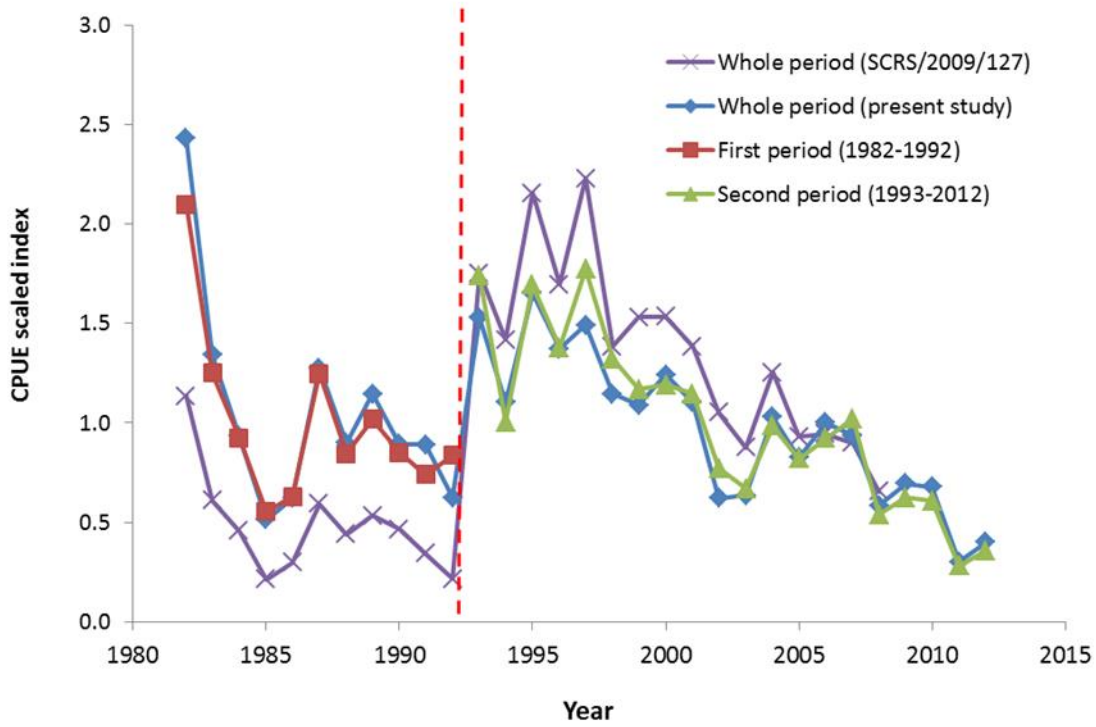
**Figure 15.** Number of positive sets by factors, period 1993-2012 (Factors: *Year*, *SST*, *Area* and *Quarter*).



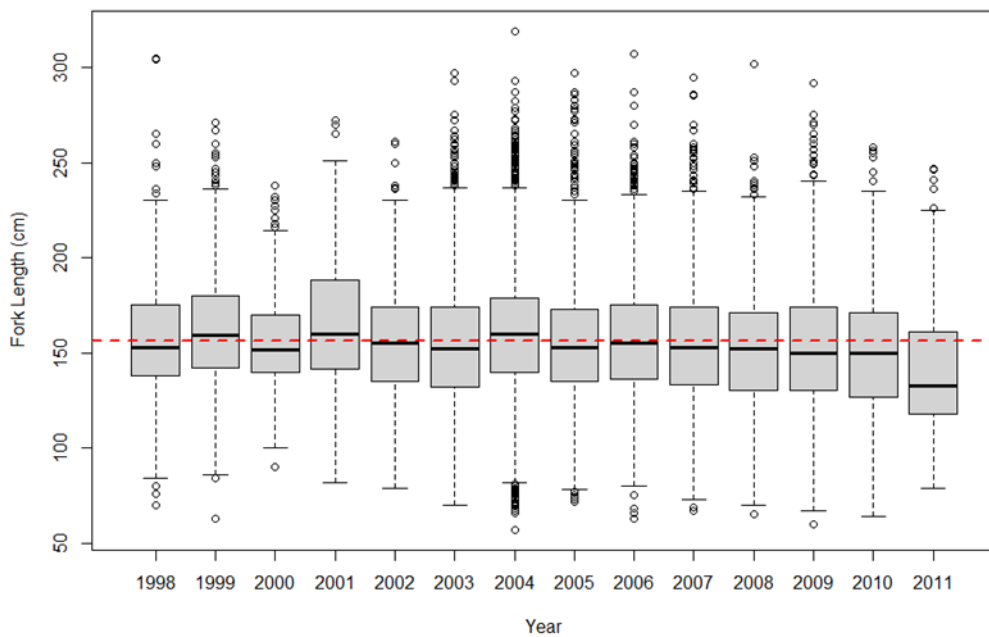
**Figure 16.** Diagnostic plots for positive swordfish catch rates (Lognormal GLMM). In all plots the broken line represents the expected pattern of observations.



**Figure 17.** Scaled nominal and standardized indices of abundance in biomass for swordfish, caught by Uruguayan pelagic longline fleet for the period 1993-2012. Dotted lines correspond to the 95% confidence interval of the estimated standardized index.



**Figure 18.** Scaled standardized indices of abundance in biomass for swordfish caught by Uruguayan pelagic longline fleet presented in the SCRS/2009/127 and in this study (whole period and before and after 1992).



**Figure 19.** Length frequency (N=24,309) of the swordfish captured by the Uruguayan tuna fleet (sex combined) per year (1998-2011). The red line represents the overall mean fork length.



## ESTIMATIONS OF NON-RETAINED CAPTURE OF SWORDFISH, *XIPHIAS GLADIUS*, IN THE SOUTHWESTERN ATLANTIC OCEAN

Rodrigo Forselledo<sup>1,2</sup>, Federico Mas<sup>1,2</sup>, Maite Pons<sup>1,2</sup> and Andrés Domingo<sup>1</sup>

### SUMMARY

*The objective of this contribution is to assess the proportion of captured swordfish (Xiphias gladius) that is retained on board fishing vessels and the proportion that is discarded back at sea based on data obtained by scientific observers. Data were recorded in Uruguayan and Japanese flagged vessels operating in Uruguayan and international adjacent waters. The number of swordfish observed between 1998 and 2011 in the Uruguayan-flagged vessels was 25,318. In the Japanese-flagged vessels 7,551 individuals were observed in the period 2009-2011. Proportions of the different catch dispositions (retained, retained bitten, discarded dead, discarded bitten, released alive and lost) in relation to the total swordfish capture are presented. These preliminary results suggest that the retained bitten and the non-retained catch of swordfish (most of it being discarded dead) may represent a considerable proportion of the total catch and could result in underestimations of abundance and fishing mortality.*

### RÉSUMÉ

*L'objectif du présent document est d'évaluer la proportion d'espadon (Xiphias gladius) capturé qui est retenue à bord des navires de pêche et la proportion qui est rejetée à l'eau sur la base des données obtenues des observateurs scientifiques. Les données ont été consignées à bord de navires battant le pavillon de l'Uruguay et du Japon et opérant dans les eaux uruguayennes et les eaux internationales adjacentes. Le nombre d'espadons observés entre 1998 et 2011 à bord des navires sous pavillon uruguayen s'élevait à 25.318. Dans le cas des navires battant le pavillon du Japon, 7.551 spécimens ont été observés entre 2009 et 2011. Les proportions des différentes composantes de la capture (rétention à bord, rétention à bord de spécimens mordus, rejet mort, rejet de spécimens mordus, rejet vivant et perte) par rapport au total de la capture d'espadon ont été présentées. Les résultats préliminaires donnent à penser que la capture retenue de spécimens mordus et la capture non retenue d'espadon (dont la majeure partie est rejetée à l'état mort) peut représenter une proportion importante de la capture totale et pourrait donner lieu à des sous-estimations de l'abondance et de la mortalité par pêche.*

### RESUMEN

*El objetivo de estas contribuciones es evaluar la proporción de pez espada (Xiphias gladius) capturado que se retiene a bordo de los buques pesqueros y la proporción que se descarta en el mar basándose en los datos obtenidos por observadores científicos. Los datos se recogieron en buques con pabellón de Uruguay y de Japón que operan en aguas uruguayas y en aguas internacionales adyacentes. El número de peces espada observado entre 1998 y 2011 en los buques con pabellón de Uruguay fue de 25.318. En los buques con pabellón de Japón se observaron 7.551 ejemplares en el periodo 2009-2011. En el documento se muestran las proporciones de las diferentes disposiciones de la captura (retenida, retenida mordida, descartada muerta, descartada mordida, liberada viva y perdida) con respecto a la captura total de pez espada. Estos resultados preliminares sugieren que la captura de pez espada retenida mordida y no retenida (la mayoría descartada muerta) puede representar una considerable proporción de la captura total y podrían tener como resultado subestimaciones de la abundancia y de la mortalidad por pesca.*

### KEYWORDS

*Swordfish, Southwestern Atlantic, Retained capture, Non-retained capture, Longline*

<sup>1</sup> Recursos Pelágicos, Dirección Nacional de Recursos Acuáticos (DINARA). Constituyente 1497, CP11200, Montevideo, Uruguay, adomingo@dinara.gub.uy

<sup>2</sup> Centro de Investigación y Conservación Marina (CICMAR).

## 1. Introduction

The information collected by on board scientific observers regarding the classification of fishing vessels capture as retained and non-retained (released alive, discarded dead, discarded bitten or lost) can be used to estimate the proportion of the total catch that is not reported on logbooks. Non-retained capture can be relevant when conducting abundance and fishing mortality estimations, as well as fishing efficiency assessments (Domingo *et al.* 2011a). In the 2013 Albacore Data Preparatory Meeting Uruguay presented the first estimates of albacore discards. The preliminary results showed that the percentage of non-retained capture of the Uruguayan and Japanese fleets was 12.2% and 3.6%, respectively, in the Uruguayan EEZ and adjacent international waters (Domingo *et al. in press*). Based on these results, the Group recommended to extend these studies to other longline fisheries, and also recommended that CPUE series be constructed using data from both retained and discarded data (ICCAT 2013).

The objective of this study was to assess the proportion of captured swordfish that is retained as well as the proportion that is returned to the sea.

## 2. Material and methods

Data was obtained by scientific observers from the National Observer Program on board the Uruguayan Tuna Fleet (PNOFA) between 1998 and 2011. Two longline fleets were considered, the Uruguayan longline fleet and the Japanese longline fleet.

The Uruguayan fleet operates mainly in the Southwestern Atlantic in Uruguayan jurisdictional waters (UEEZ) and adjacent international waters. The effort observed between 1998 and 2011 reached 3,855,410 hooks in 106 fishing trips. Observer's coverage, in relation to the total effort of the Uruguayan fleet, averaged 28.8% (range: 4.8-68.6%). Japanese-flagged vessels operated almost exclusively within the UEEZ with an experimental fishing license during austral autumn and winter of 2009-2011. Coverage of this fleet was 100%, representing a total effort of 2,427,395 hooks in 25 fishing trips.

The Uruguayan longline fleet operates mainly with American type longline and targets mainly swordfish (*Xiphias gladius*) and tunas (*Thunnus obesus* and *T. albacares*), and in some cases blue shark (*Prionace glauca*). The Japanese longline fleet that operated in Uruguayan waters targeted bigeye tuna (*T. obesus*), and swordfish was taken mostly as accompanying fauna.

Data recorded for each fishing trip included: effort (number of hooks), total catch (regardless of species), total swordfish catch, and catch disposition. Catch disposition was further classified in six categories: retained, retained bitten (damage by predation), released alive, discarded dead, discarded bitten or lost (i.e. proportion of total capture that becomes detached from the gear at the moment of hauling). Predation interaction and the resultant damage of part of the catch is mainly done by marine mammals (killer whale, *Orcinus orca* and false killer whale, *Pseudorca crassidens*) and sharks (mainly Carcharhinidae and Lamnidae) and was visually examined by the observers. The nominal CPUE was calculated as the number of individuals every 1,000 hooks (ind./1,000 hooks).

## 3. Results and discussion

The Uruguayan longline fleet captured a total of 25,318 swordfish between 1998 and 2011 (**Table 1**). Average CPUE per trip was 9.43 ind./1,000 hooks ( $\pm 6.72$  s.d.) but varied significantly among years (Kruskal-Wallis,  $\chi^2 = 30.6382$ ,  $df = 13$ ,  $p < 0.01$ ) and showed a decreasing tendency towards most recent years (**Figure 1a**). Overall, the proportion of swordfish in relation to the total capture for each fishing trip was low, although different among years (Kruskal-Wallis,  $\chi^2 = 28.8416$ ,  $df = 13$ ,  $p < 0.01$ ). On average swordfish captures represented 14.8% ( $\pm 10.7$ ) of the total catch between 1998 and 2011, and in 61.3% of all fishing trips analyzed the percentage exceeded 10% (range: 0.08-48.1%; **Figure 2a**). Considering all fishing trips combined, the proportion of non-retained swordfish over total captured was 5.0% (61.6% discarded dead, 18.3% lost and 20.1% released alive), comprising a total of 1,277 individuals, and was not statistically different among years (Kruskal-Wallis,  $\chi^2 = 12.2502$ ,  $df = 13$ ,  $p = 0.507$ ; **Figure 3a**). Predation frequency combining retained and non-retained catch was 4.3% ( $n = 1,078$ ). Bitten specimens that were nevertheless retained on board represented an overall 2.2% of all retained individuals. Non-retained capture per trip averaged 7.6% ( $\pm 7.9$ ) and, of all individuals discarded dead, 70.3% had suffered variable degrees of predation (**Table 2**).

Regarding the Japanese longline fleet, a total of 7,551 swordfish were captured during 2009-2011 (**Table 1**). Average CPUE per trip was 3.23 ind./1,000 hooks ( $\pm 1.09$ ) and did not vary significantly among years (Kruskal-Wallis,  $\chi^2 = 1.0222$ ,  $df = 2$ ,  $p = 0.600$ ; **Figure 1b**). The proportion of swordfish over total catch in the Japanese fleet was much less variable than that of the Uruguayan fleet, and although it presented significant differences among years these were marginal (Kruskal-Wallis,  $\chi^2 = 5.9974$ ,  $df = 2$ ,  $p = 0.0499$ ). On average, swordfish captures represented 4.7% ( $\pm 1.8$ ) of total catch, and no fishing trip had values greater than 10% (range: 2.1-9.1%; **Figure 2b**). Considering all fishing trips combined, the proportion of non-retained swordfish over total captured was 24.5% (75.6% discarded dead, 5.7% lost and 18.8% released alive), comprising a total of 1,849 individuals. The proportion of non-retained swordfish varied significantly between years (Kruskal-Wallis,  $\chi^2 = 8.2166$ ,  $df = 2$ ,  $p = 0.0164$ ; **Figure 3b**). Predation frequency combining retained and non-retained catch was 11.5% ( $n = 871$ ). Bitten specimens that were nevertheless retained on board represented an overall 2.0% of all retained individuals. Non-retained capture per trip averaged 20.3% ( $\pm 14.6$ ) and, of all individuals discarded dead, 54.2% had suffered variable degrees of predation (**Table 2**).

Comparing both fleets some differences were appreciated (see **Table 1 and 2**). Nominal swordfish CPUE and the proportion of swordfish over the total catch were 2.1 and 2.9 times higher in the Uruguayan fleet, respectively. The percentage of non-retained swordfish was largely different between fleets, with the Japanese vessels discarding on average 4.8 times more swordfish than the Uruguayan fleet. In terms of numbers, the Japanese fleet discarded 1.8 times more dead individuals than the Uruguayan fleet. However, considering the target species of both fleets, these differences may be largely due to the fact that swordfish is a target species for the Uruguayan fleet but not for the Japanese.

Nevertheless, these preliminary results should be interpreted with caution as they are gross overall comparisons that most likely are affected by several factors such as fishing gear configuration (smaller hooks and much longer branchlines in the Japanese fleet), fishing area and depth (Uruguayan fleet set the gear from 30 to 100 m deep, while Japanese fleet set it between 100 and 200 m deep; Domingo *et al.* 2011b), season, water temperature and bathymetry, that were not here addressed. In this regard a more thorough and rigorous statistical analysis is needed to properly assess the differences among both fleets, as well as how other variables may be affecting the degree of predation, CPUE, and percentages of retention and discards.

Regarding the individuals that suffered damage by the interaction with predators such as marine mammals and sharks, most of them were discarded dead. However, these also affected the retained catch, representing around 2% of total swordfish retained on board for both fleets (**Table 2**). This capture is classified as "Retained bitten" and most of it is kept for the fishermen or consumed on board. A study conducted in the southwestern Atlantic Ocean based on data obtained by the PNOFA and logbooks, found that swordfish is the most affected species by marine mammal predation, and that autumn and winter are the trimesters with highest frequency of predation. The author also observed that year, geographical position and distance from the coast are variables that have a significant effect on predation interactions (Passadore, 2010). These results may explain the differences observed between the frequency of predation in the Japanese and Uruguayan fleets since the former operated largely over the continental shelf break and adjacent waters, where cetaceans are more abundant (Passadore 2010). The Uruguayan fleet on the other hand, operated over a larger area also including oceanic and international waters. To date, no quantitative, nor qualitative data such as this exists for shark predation in the area, but studies in other regions have shown that they could also produce substantial damage to fisheries catch (Lawson, 2001; Gilman *et al.*, 2008; Mandelman *et al.*, 2008). Over western and central Pacific Ocean, Lawson (2001) reported lower frequencies of predation (2.9%, whales and sharks combined) in longline fisheries compared those reported here, and also observed that tuna, tuna like species and billfishes were the species most commonly predated.

Finally, although preliminary, these results suggest that the retained bitten and the non-retained catch of swordfish (most of it being discarded dead) may indeed represent a considerable proportion of the total catch, which at the same time might not be reflected in logbooks and landing reports. In vessels with indoor fishing deck this proportion could be even greater because of the difficulty to observe the lost catch. Thus, depending on the magnitude of this category in relation to the total catch, some estimations such as fishing mortality and relative abundance might be underestimated. This issue should be studied in better detail in order to assess if it should be incorporated in future stock evaluations.

## References

- Domingo, A., M. Abreu, R. Forselledo, S. Jiménez, P. Miller and M. Pons. 2011a. Programa de observadores en el palangre pelágico de Uruguay: Cuando, dónde y qué. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(3): 1394-1403.
- Domingo, A., R. Forselledo, M. Pons and L. Ortega. 2011b. Análisis de la información del atún ojo grande (*Thunnus obesus*) obtenida por el programa nacional de observadores de Uruguay entre 1998 y 2009. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(1): 332-350.
- Domingo, A., F. Mas and R. Forselledo. *in press*. Preliminary estimations of non-retained catch of albacore, *Thunnus alalunga*, in the southwestern Atlantic Ocean. SCRS/2013/067.
- Gilman, E., S. Clarke, N. Brothers, J. Alfaro-Shigueto, J. Mandelman, J. Mangel, S. Petersen, S. Piovano, N. Thomson, P. Dalzell, M. Donoso, M. Goren and T. Werner. 2008. Shark interactions in pelagic longline fisheries. Marine Policy 32: 1–18.
- ICCAT. 2013. Report of the 2013 ICCAT North and South Atlantic Albacore data preparatory meeting. Madrid, Spain – April 22 to 26, 2013.
- Lawson, T. (2001). Predation of tuna by whales and sharks in the western and central Pacific Ocean. Oceanic Fisheries Programme Secretariat of the Pacific Community Noumea, New Caledonia SCTB14 Working Paper SWG-6.
- Mandelman, J. W., P. W. Cooper, T. B. Werner and K. M. Lagueux. 2008. Shark bycatch and depredation in the U.S. Atlantic pelagic longline fishery. Rev Fish Biol Fisheries, 18: 427–442.
- Passadore, C. 2010. Interacciones de mamíferos marinos con la pesquería de palangre pelágico de superficie en el océano Atlántico sudoccidental. Tesis de Maestría en Ecología, Facultad de Ciencia, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay. 102p.

**Table 1.** Swordfish catch statistics for the Japanese and Uruguayan pelagic longline fleet operating in Uruguayan jurisdictional waters and adjacent international waters.

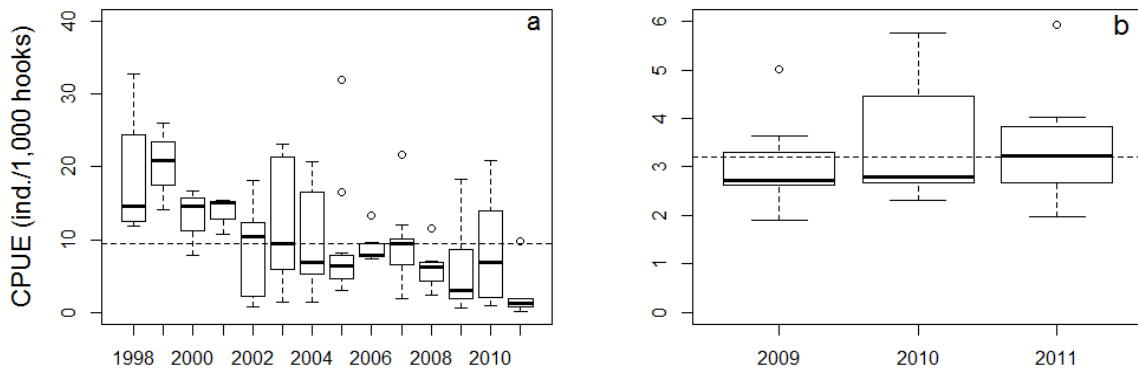
Fleet		Effort	Tot. Cap.	SWO Tot. Cap.	CPUE	% SWO	% Ret.	% not Ret.
Japan (2009-2011)	Total	2427395	180657	7551	<b>3.11</b>	<b>4.18</b>	<b>75.51</b>	<b>24.49</b>
	Mean	97096	7226	302	3.23	4.69	79.66	20.34
	s.d.	40911	3642	145	1.09	1.84	14.63	14.63
Uruguay (1998-2011)	Total	3855410	205178	25318	<b>6.57</b>	<b>12.34</b>	<b>94.96</b>	<b>5.04</b>
	Mean	36371.79	1935.64	238.85	9.43	14.79	92.39	7.61
	s.d.	58370.84	2523.20	377.50	6.72	10.67	7.94	7.94

**Tot. Cap.:** fleet total catch; **SwoTot.Cap.:** swordfish total catch; **CPUE:** swordfish nominal catch per unit of effort (ind./1,000 hooks); **% SWO:** percentage of total catch represented by swordfish; **% Ret.:** percentage of total swordfish catch that were retained on board; **% not Ret.:** percentage of total swordfish captured that were not retained on board.

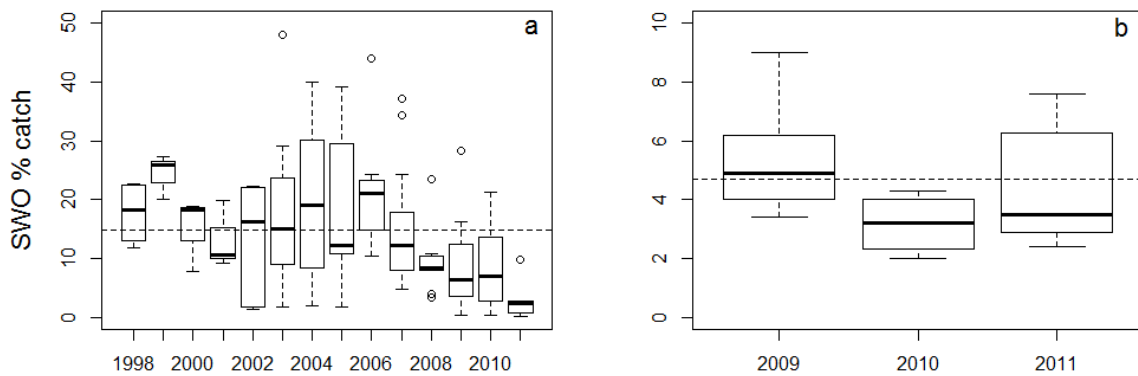
**Table 2.** Swordfish catch disposition for the Japanese and Uruguayan pelagic longline fleet operating in Uruguayan jurisdictional waters and adjacent international waters.

Fleet		N° Ret.	N° Ret. B.	% Ret. B.	N° notRet.	N° Disc.	% Disc.	N° Disc. B.	% Disc. B.	N° Lost	% Lost	N° RA	% RA
Japan (2009-2011)	Total	<b>5702</b>	<b>114</b>	<b>2.00</b>	<b>1849</b>	1397	<b>75.55</b>	757	<b>54.19</b>	105	<b>5.68</b>	347	<b>18.77</b>
	Mean	228	5	1.91	74	56	65.72	30	58.37	4	7.12	14	23.16
	s.d.	97	4	1.73	83	70	26.58	26	34.87	5	9.25	16	23.59
Uruguay (1998-2011)	Total	<b>24041</b>	<b>525</b>	<b>2.18</b>	<b>1277</b>	<b>787</b>	<b>61.63</b>	<b>553</b>	<b>70.27</b>	234	<b>18.32</b>	256	<b>20.05</b>
	Mean	226.80	4.95	1.82	12.05	7.42	48.40	5.22	56.68	2.21	18.37	2.42	25.54
	s.d.	367.29	10.02	2.06	16.01	11.60	36.72	9.51	42.90	4.13	25.07	3.55	28.12

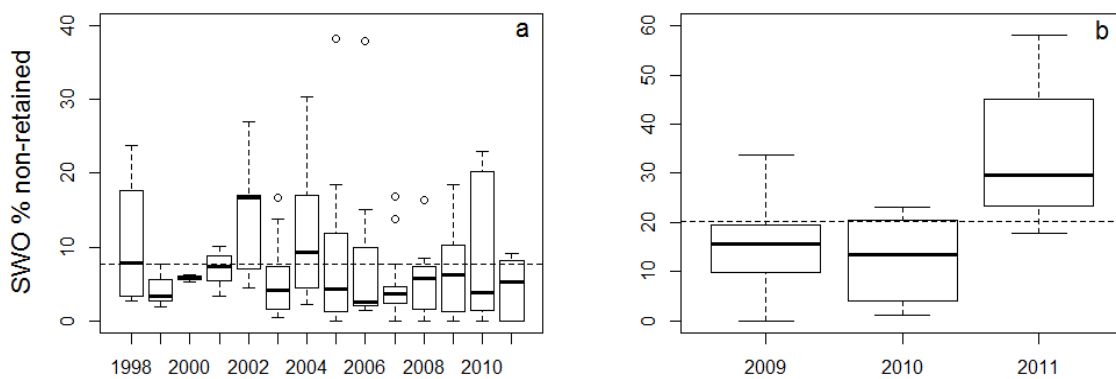
**N° Ret.:** number of swordfish retained on board; **N° Ret. B.:** number of swordfish captured that were retained bitten; **% Ret. B.:** percentage of total swordfish retained that were bitten; **N° not Ret.:** number of swordfish captured but not retained on board; **N° Disc.:** number of swordfish discarded dead (regardless if they were bitten or not); **% Disc.:** percentage of total swordfish captured but not retained that were discarded dead (regardless if they were bitten or not); **N° Disc. B.:** number of swordfish discarded bitten; **% Disc. B.:** percentage of total swordfish discarded dead that were also bitten; **N° Lost:** number of swordfish lost during hauling; **% Lost:** percentage of total swordfish captured but not retained that was lost during hauling; **N° RA:** number of swordfish released alive; **% RA:** percentage of total swordfish captured but not retained that were released alive.



**Figure 1.** Swordfish CPUE by year for the Uruguayan longline fishery (a) and Japanese longline fishery (b). Dashed horizontal lines indicate overall CPUE mean values.



**Figure 2.** Percentage of swordfish over total catch for the Uruguayan longline fishery (a) and Japanese longline fishery (b). Dashed horizontal lines indicate the overall mean values.



**Figure 3.** Proportion of total swordfish captured by the Uruguayan longline fishery (a) and Japanese longline fishery (b) that was not retained on board. Dashed horizontal lines indicate the overall mean values.

**STANDARDIZED CPUE FOR SWORDFISH (*XIPHIAS GLADIUS*)  
CAUGHT BY THE PORTUGUESE PELAGIC LONGLINE FISHERY  
IN THE NORTH ATLANTIC**

Miguel N. Santos<sup>1</sup>, Rui Coelho<sup>1</sup>, Pedro G. Lino<sup>1</sup>

*SUMMARY*

*Non age-structured production model analyses of North Atlantic swordfish have been used in addition to age structured virtual population analyses by ICCAT's SCRS to evaluate the status of the resource and to provide a basis for management advice. Production models require a standardized index of relative abundance in terms of biomass. Generalized Linear Modeling (GLM) procedures were used to standardize swordfish catch (biomass) and nominal effort (number of hooks) data from the Portuguese longline fleets operating in the North Atlantic between 1997 and 2012. As in past analyses, main effects included: year, area, quarter, a nation-operation variable accounting for gear and operational differences thought to influence swordfish catchability, a target variable to account for trips where sharks were predominant in the catch or potentially also targeted, and interaction terms for year\*area.*

*RÉSUMÉ*

*Le SCRS de l'ICCAT a utilisé des analyses du modèle de production structuré par âge de l'espadon de l'Atlantique Nord en plus des analyses de population virtuelle structurée par âge afin d'évaluer l'état de la ressource et de fournir une base pour l'avis de gestion. Les modèles de production nécessitent un indice standardisé d'abondance relative en termes de biomasse. Des procédures du modèle linéaire généralisé (GLM) ont été utilisées afin de standardiser les données de capture (biomasse) et d'effort nominal (nombre d'hameçons) de l'espadon provenant des flottilles palangrières du Portugal ayant opéré dans l'Atlantique Nord entre 1997 et 2012. Comme lors des analyses antérieures, les principaux effets incluaient : année, zone, trimestre, une variable nation-opération tenant compte de l'engin et des différences opérationnelles censés influencer la capturabilité de l'espadon, une variable cible pour tenir compte des sorties où les requins étaient prédominants dans la capture ou aussi potentiellement ciblés, et des termes d'interaction pour année\*zone.*

*RESUMEN*

*Se utilizaron análisis de modelos de producción no estructurados por edad del pez espada del Atlántico norte, además de análisis de población virtual estructurados por edad realizados por el SCRS de ICCAT para evaluar el estado del recursos y facilitar una base para el asesoramiento en materia de ordenación. Los modelos de producción requieren un índice estandarizado de abundancia relativa en términos de biomasa. Se utilizaron procedimientos de modelación lineal generalizada (GLM) para estandarizar los datos de captura (biomasa) y el esfuerzo nominal (número de anzuelos) de pez espada de las flotas palangreras portuguesas que operaron en el Atlántico norte entre 1972 y 2012. Como en análisis anteriores, los principales efectos incluían: año, área, trimestre, una variable de nación-operación que tiene en cuenta las diferencias operativas y en el arte que se cree que influyen en la capturabilidad del pez espada, una variable de especie objetivo para tener en cuenta las mareas en las que los tiburones predominaban en la captura o eran también potencialmente especie objetivo, y términos de interacción para año\*área.*

*KEYWORDS*

*Swordfish, catch/effort, pelagic longlines, CPUE standardization, generalized linear models, generalized linear mixed models<sup>1</sup>*

<sup>1</sup> Instituto Português do Mar e da Atmosfera (IPMA, I.P.), Avenida 5 de Outubro s/n, 8700-305 Olhão, Portugal. Corresponding author e-mail: mnsantos@ipma.pt

## 1. Introduction

Fisheries management is usually based on stock assessment models that require data on the abundance of the species under assessment (Hilborn and Walters, 1992). Ideally, data for such models should be fishery-independent but, when assessing pelagic and migratory species that cover wide geographical areas (e.g. tunas, billfishes and pelagic sharks) this type of fisheries-independent data is usually not available. Therefore, most stock assessments currently carried out for pelagic species are based on fishery-dependant data, available from the commercial fisheries that capture those species.

The data usually gathered from the commercial fisheries and analyzed is the Catch per Unit of Effort (CPUE, either in number or biomass), and it is important to standardize those CPUEs to account for effects (consequence of the fishery-dependence) other than the annual abundance effects that are being analyzed. By standardizing the CPUEs, the effects of the covariates considered are removed from the annual CPUE values, and those standardized CPUEs can be used as annual indexes of abundance.

The objective of this working document is to present the standardized swordfish (*SWO – Xiphias gladius*) CPUE index for the Portuguese pelagic longline fishery in the North Atlantic Ocean.

## 2. Materials and methods

### 2.1 Fishery data

The data used for this study was collected by fishery observers' onboard Portuguese pelagic longline vessels, interviews of skippers during landings and by skippers logbooks (self reporting) voluntarily provided to IPMA, for the period 1995-2012. The information on the total catch was provided by the Portuguese Fisheries authorities (DGRM). The percentage of the catch covered in the analysis (as regards to the overall catch) varied between years, ranging from minimums of 2% to maximums of 78% per year (**Table 1**). Data from a total of 1,406 trips or sub-trip (consecutive sets in the same trip, area and month) were used, which amounted to a total fishing effort of 12,273,325 hooks.

### 2.2 Catch and effort characteristics

The response variable considered for this study was Catch per Unit of Effort (CPUE), measured as biomass (total live weight in kg) per 1000 hooks.

Differences in gear construction (multi-filament nylon vs. monofilament), gear dimensions and operating practices (set time and haul time, area, season, target species) have been previously described by Hoey *et al.* (1988). The Portuguese fleet introduced the semi-automatic Florida style (using a monofilament mainline) between 2000-2004. Therefore a gear factor (multifilament or monofilament) was considered, based on the date when this changed occurred at each vessel. The information was obtained directly from skippers or from DGRM records. For those vessels for which such information was not available, it was considered the use of the semi-automatic Florida style gear from the 1<sup>st</sup> January 2004.

Differences in fishing strategy reflect the increased economic importance of sharks among the Portuguese pelagic longline fleets which traditionally targeted swordfish almost exclusively. These changes in target species were incorporated into the model by a proxy based on the percentage of the swordfish retained catch and the combined swordfish and blue shark retained catches by trip (or sub-trip). This percent was categorized into four levels based on the 0.25 percentiles ( $0 \leq 0.25$ ,  $0.25 \leq 0.50$ ,  $0.50 \leq 0.75$ , and  $0.75 \leq 1.0$ ).

The catches were assigned the fishing areas (**Figure 1**) used by Ortiz *et al.* (2010) during the 2009 swordfish stock assessment. In this specific study some of these were aggregated (specifically 1+2, 9+10 and 13+14) into larger zones, due to the low number of trips in some of the areas.



### 2.3 Model development

The standardized CPUE series was estimated with Generalized Linear Models (GLM) and Generalized Linear Mixed Models (GLMM) assuming a Normal distribution for the log transformed CPUE data. The models were built considering the information per “trip” or “sub-trip” from the North Atlantic areas. On a very small number of trips or sub-trips (0.22% of the data) there were 0 catches of swordfish, and therefore a constant (10% of the mean, as recommended by Campbell, 2004) was added to the data. The data from the first two years of the series (1995 and 1996) were excluded from the model runs due to low number of observations, so the final CPUE time series was analyzed for the period 1997 and 2012.

The explanatory variables considered and tested for the models were:

- Year: analyzed between 1997 and 2012;
- Quarter: 1: Jan-Mar; 2: Apr-Jun; 3: Jul-Sep; 4: Oct-Dec;
- Fishing area: using the areas represented in **Figure 1** and considering the aggregations previously mentioned;
- Gear type: multifilament or monofilament;
- Ratio: percentage of retained swordfish compared to the combined swordfish and blue shark catch, categorized by the 25% quantiles;
- Interactions between factors other than Year: included as fixed effects;
- Interactions with factor Year: included as random effects.

The significance of the explanatory variables was assessed with likelihood ratio tests comparing each univariate model to the null model, and by analyzing the deviance tables. Once a full simple effects model was built all possible pairs of interactions were tested with likelihood ratio tests to compare the complete simple effects model to the models with interactions. The significant interaction terms were used in the final model, with any interactions involving the factor Year included as a random effect in a GLMM model. AIC values were calculated to compare different candidate models. Goodness-of-fit and model validation was carried out with residual analysis.

The final standardized CPUEs were estimated by least square means (LSMeans) for the effects of year averaged over the effects of the other variables. A sensitivity analysis was carried out comparing the final model estimated parameters with alternative candidate models, specifically by: 1) adding a constant of 1 instead of 10% of the mean to the response variable; 2) discretizing the ratio factor by the 10% percentiles instead of 25% and 3) removing some interactions.

All statistical analysis for this paper was carried out with the R Project for Statistical Computing version 3.0.0 (R Core Team, 2013).

### 3. Results and discussion

For the North Atlantic region it is possible to observe a general increasing trend for the yearly nominal SWO CPUE considering the studied period of 1997-2012 and data for the Portuguese pelagic longline fleet (**Figure 2**). This was observed for most fishing areas within the north Atlantic, but particularly within areas 9+10, 12 and 13+14 (**Figure 3**). Overall, the distribution of those nominal SWO CPUE was highly asymmetrical and skewed to the right (**Figure 4**).

For the final selected GLMM model the factors that contributed more for explaining part of the deviance were the ratio, followed by year, season and fishing area (**Table 2**). Some interactions were also significant, particularly the interactions between year and quarter and between year and fishing area (**Table 2**), with those used as random variables within the final GLMM. In this final model the pseudo  $R^2$  value calculated was 55.0%. In terms of residual analysis and model validation, no major outliers were detected in the final model, with the residuals randomly distributed along the data (**Figure 5**).

The standardized SWO CPUE between 1997 and 2012 showed a general increasing trend, which is consistent with the nominal values observed during that period for the North Atlantic (**Table 3, Figure 6**). Regarding the sensitivity analysis that was carried out, in general the estimated model parameters were very similar to the original final model. Some slight differences were detected when the ratios were categorized by the 10% percentiles instead of using 25%, but in general the same overall trend was detected (**Figure 7**).

## Acknowledgments

The data used for this study was collected within the scope of the Portuguese Sea and Atmosphere Institute component (IPMA, PNAB program) of the EU Data Collection Framework. The authors wish to thank the fishery observers for the onboard data collection, and the skippers for filling the logbooks and providing the data. Rui Coelho was supported by a grant from FCT (Ref: BPD 40523 / 2007), co-funded by “POCI-2010, Programa Operacional Ciência e Inovação 2010” and “FSE, Fundo Social Europeu”.

## References

- Campbell, R.A. 2004. CPUE standardisation and the construction of indices of stock abundance in a spatially varying fishery using general linear models. *Fish Res.*, 70: 209–227.
- Hilborn, R., Walters, C.J. 1992. *Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty*. Chapman and Hall: New York. 570 p.
- Ortiz, M., Mejuto, J., Paul S., Yokawa, K., Santos M.N. 2010. An updated biomass index of abundance for north Atlantic swordfish 1963-2008. *Col. Vol. Sci. Pap., ICCAT, Madrid*, 65(1): 171-184.
- Scott, G.P., Restrepo, V.R., Bertolino, A. 1992. Standardized catch rates for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet through 1990. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 39(2): 554-571.
- R Core Team. 2013. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.

**Table 1.** Annual swordfish catch (MT) by the Portuguese pelagic longline fishery; and resumed information of the data covered in the analysis: catch (MT), relative percentage, number of trips (or sub-trips) and effort (number of hooks). Data below the dotted line is that used in the CPUE standardization for the Portuguese pelagic longline fleet in the North Atlantic.

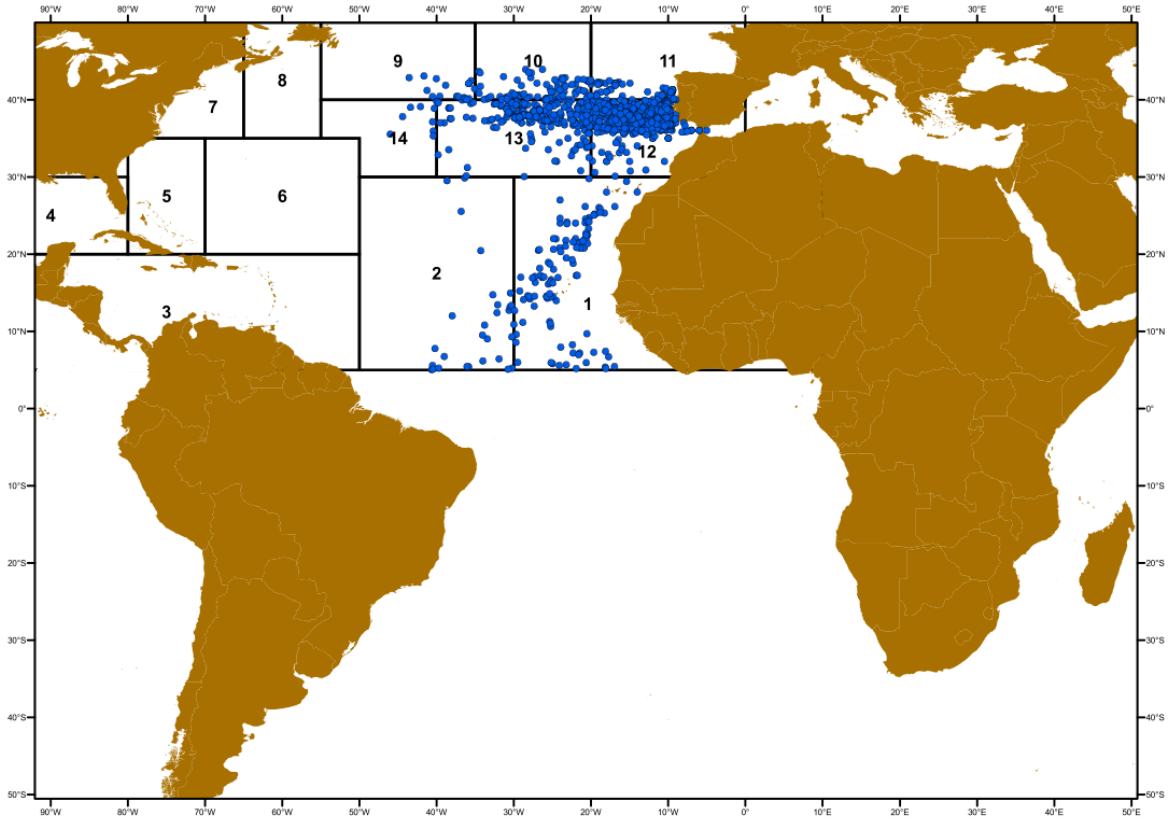
Year	Total catch	Covered in the analysis			
		Catch	%	Trips	Effort
1995	1617	35.7	2	8	75,200
1996	1703	26.3	2	4	83200
1997	903	74.4	8	28	367,500
1998	773	128.0	17	42	494,400
1999	777	254.3	33	66	918,800
2000	732	529.7	72	142	1,418,610
2001	735	375.3	51	139	1,034,908
2002	766	202.0	26	92	783,850
2003	1032	287.0	28	113	851,102
2004	1320	426.4	32	125	876,482
2005	900	380.7	42	109	1,048,178
2006	949	202	21	72	522,917
2007	778	247.2	32	94	566,740
2008	747	259.5	35	85	602,012
2009	898	328.1	37	80	650,286
2010	1054	349.6	33	90	791,564
2011	1203	208.4	18	48	475,009
2012	1167	420.8	36	69	712,567

**Table 2.** Deviance table for the explanatory variables used in the SWO CPUE standardization for the Portuguese pelagic longline fleet in the North Atlantic. The Df and deviance refer to the specific degrees of freedom needed and deviance explained by each additional variable included sequentially in the models. In this table both the simple effects and interaction terms are presented, but in the final models the interaction terms that included the factor year were used as random variables.

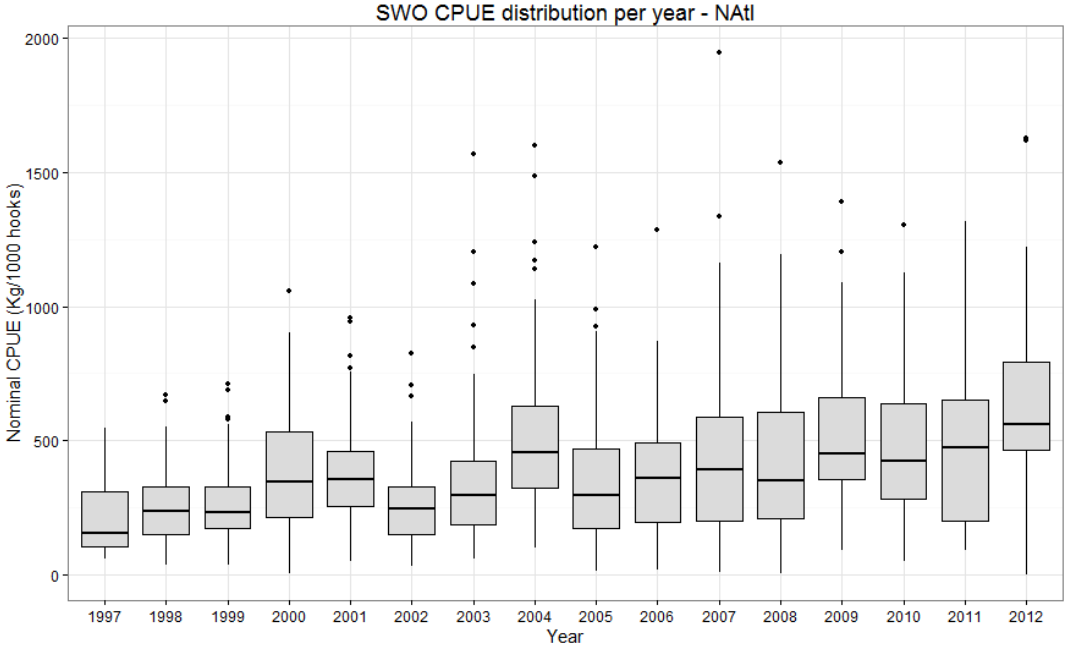
Model	Df	Dev.	Resid. Df	Resid. Dev.	Fstat.	p-value
Intercept only			1393	520.91		
Year	15	66.137	1378	454.77	26.22	< 0.001
Year + Quarter	3	57.455	1375	397.32	113.9	< 0.001
Year + Quarter + FishingArea	4	14.208	1371	383.11	21.13	< 0.001
Year + Quarter + FishingArea + GearType	1	0.095	1370	383.01	0.56	0.453
Year + Quarter + FishingArea + GearType + Ratio	3	123.522	1367	259.49	244.89	< 0.001
Year + Quarter + FishingArea + GearType + Ratio + Quarter:FishingArea	12	5.358	1355	254.13	2.66	0.001
Year + Quarter + FishingArea + GearType + Ratio + Quarter:FishingArea + FishingArea:Ratio	12	4.74	1343	249.39	2.35	0.006
Year + Quarter + FishingArea + GearType + Ratio + Quarter:FishingArea + FishingArea:Ratio + Year:Quarter	45	24.78	1298	224.61	3.28	< 0.001
Year + Quarter + FishingArea + GearType + Ratio + Quarter:FishingArea + FishingArea:Ratio + Year:Quarter + Year:FishingArea	55	14.674	1243	209.94	1.59	0.005
Year + Quarter + FishingArea + GearType + Ratio + Quarter:FishingArea + FishingArea:Ratio + Year:Quarter + Year:FishingArea + Year:GearType	6	1.954	1237	207.99	1.94	0.071

**Table 3.** Nominal and standardized CPUEs (kg/1000 hooks) for SWO captured by the Portuguese pelagic longline fishery in the North Atlantic. In the standardized index, the point estimates, the 95% confidence intervals and the CV (%) are presented.

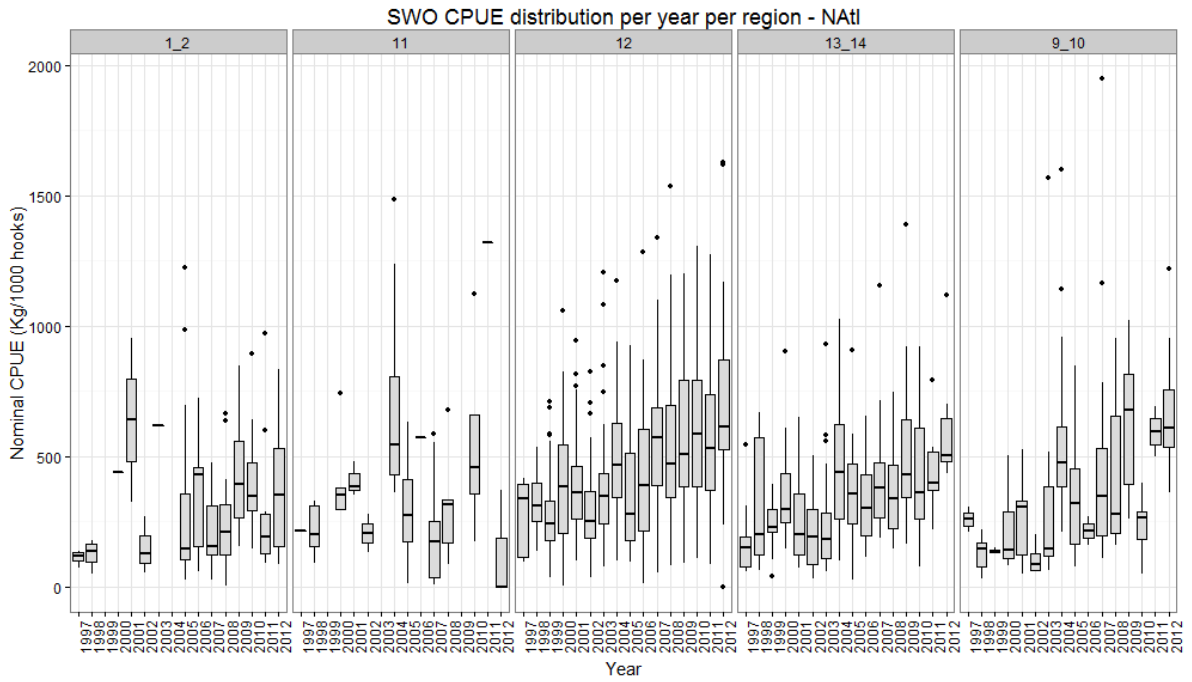
Year	Nominal CPUE	Standardized CPUE index			CV (%)
		Index	Lower 95%CI	Upper 95%CI	
1997	201.0	211.5	152.4	288.6	2.32
1998	261.4	219.6	153.9	307.5	2.53
1999	270.3	198.7	137.9	280.3	2.55
2000	385.5	311.6	237.8	404.9	2.05
2001	372.1	325.7	242.6	433.2	2.24
2002	264.0	257.1	192.7	339.2	2.12
2003	339.8	302.5	231.7	391.7	2.01
2004	508.9	377.5	290.6	487.2	2.03
2005	350.2	293.0	221.3	384.4	2.11
2006	377.5	312.8	225.6	428.5	2.46
2007	430.7	324.5	238.0	437.8	2.35
2008	412.3	337.9	246.6	458.2	2.40
2009	530.0	444.4	326.7	599.8	2.42
2010	480.9	416.3	306.7	560.7	2.39
2011	475.1	367.5	263.1	507.9	2.57
2012	623.2	456.8	334.7	618.7	2.45



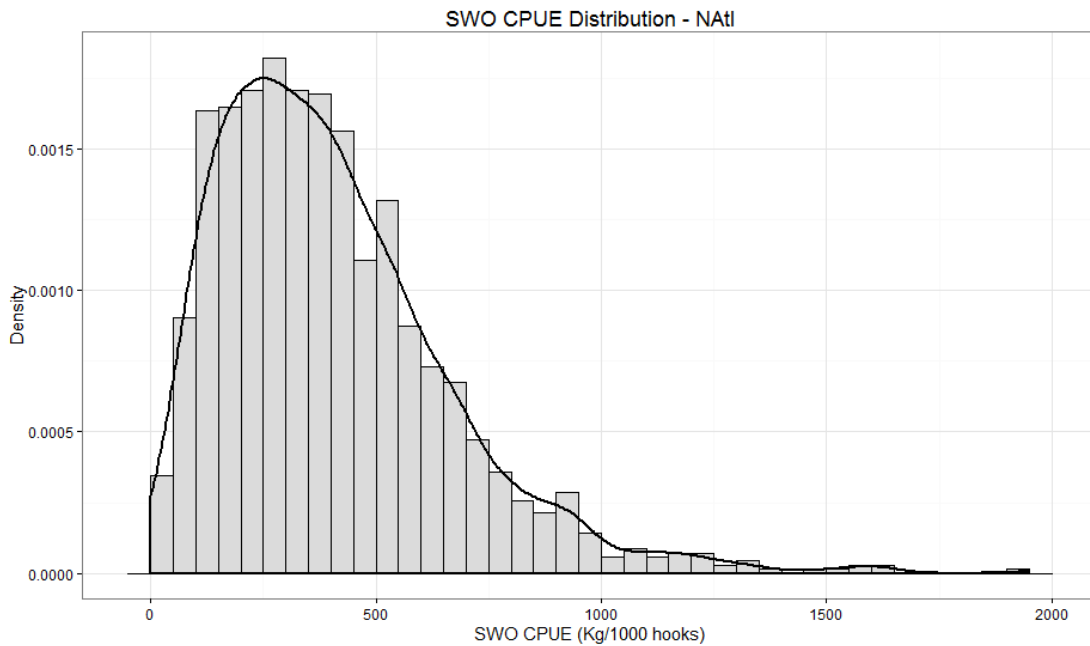
**Figure 1.** Map with the definition of the fishing areas in the North Atlantic used in this study. Due to small sample sizes, the areas 1+2, 9+10 and 13+14 were joined for the analysis and models.



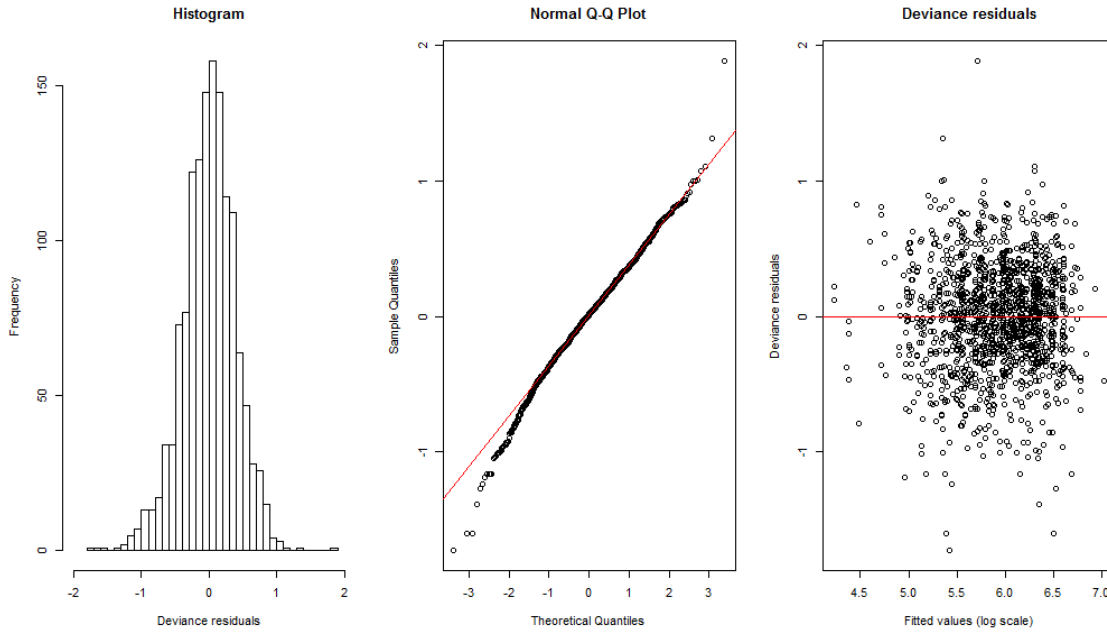
**Figure 2.** Boxplots with the Nominal CPUEs observed between 1997 and 2012 for the SWO captured in the North Atlantic by the Portuguese longline fleet.



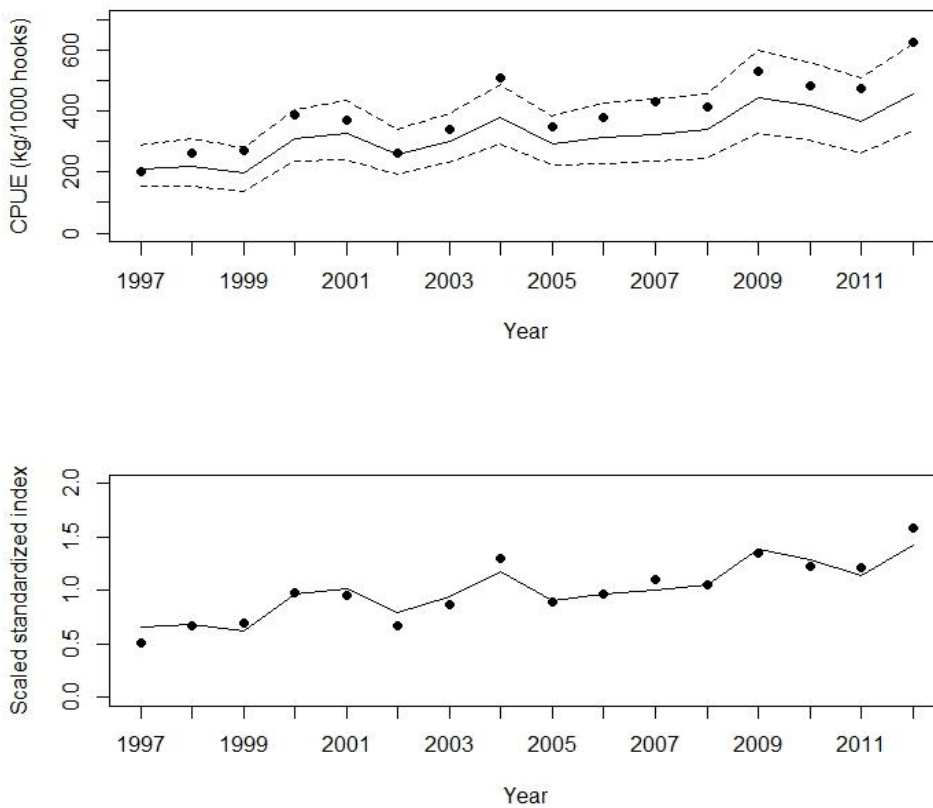
**Figure 3.** Boxplots with the Nominal CPUEs observed between 1997 and 2012 for the SWO captured per Fishing Area in the North Atlantic by the Portuguese longline fleet.



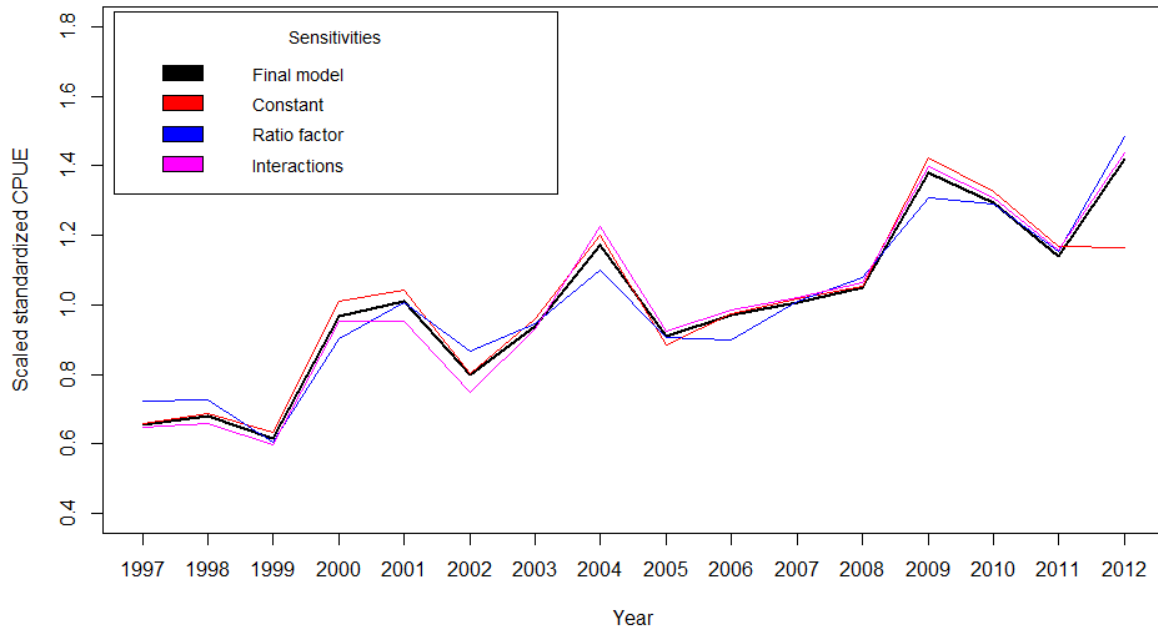
**Figure 4.** Distribution (density) of the nominal CPUE for the SWO captured in the North Atlantic by the Portuguese longline fleet.



**Figure 5.** Residual analysis for the final GLMM lognormal model used in the SWO CPUE standardization for the Portuguese pelagic longline fleet in the North Atlantic. The graphic on the left represents the frequency distribution (histograms) of the deviance residuals, the graphic in the middle represent the QQPlot and the graphic on the right represents the deviance residuals along the predicted values (in the log scale).



**Figure 6.** Annual relative index of abundance for SWO (standardized CPUE kg/1000 hooks) captured by the Portuguese pelagic longline fleet in the North Atlantic. The black circles represent the nominal CPUEs, the solid lines the standardized series and the dotted lines the 95% confidence intervals.



**Figure 7.** Sensitivities of the estimated model parameters to some of the model specifications: 1) constant added to the CPUE (using 1 instead of 10% of the mean); 2= ratio factor (categorizing by the 10% percentiles instead of the 25%); 3) removing the Year:Gear type interaction and the corresponding simple effect of Gear Type.

## STANDARDIZED CATCH RATES IN BIOMASS FOR THE NORTH ATLANTIC STOCK OF SWORDFISH (*XIPHIAS GLADIUS*) FROM THE SPANISH SURFACE LONGLINE FLEET FOR THE PERIOD 1986-2011

B. García-Cortés<sup>1</sup>, A. Ramos-Cartelle<sup>1</sup> and J. Mejuto<sup>1</sup>

### SUMMARY

Nominal catch rates of the Spanish surface longline fleet targeting swordfish are provided for a period of 26 years (1986-2011). Standardized catch rates (in number of fish and weight) were also updated using log-normal Generalized Linear Models (GLM). Factors such as area, quarter, gear, bait as well as the fishing strategy -based on the ratio between both most prevalent and appreciated species by skippers- were used. The models explained the 54% and 55% of the CPUE variability in number and weight, respectively. The results show an overall slightly decreased trend of the standardized CPUE in number and weight up to years 1996 and 1998, respectively, followed by a change of trend afterwards. The standardized mean weights are also provided for the same period.

### RÉSUMÉ

Les taux de capture nominale de la flottille palangrière de surface espagnole ciblant l'espadon sont fournis pour une période de 26 ans (1986-2011). Les taux de capture standardisés (en nombre de poissons et en poids) ont également été actualisés à l'aide de modèles linéaires généralisés lognormaux. On a utilisé les facteurs, tels que zone, trimestre, engin, appât ainsi que la stratégie de pêche - sur la base du ratio entre les espèces les plus nombreuses et les plus appréciées par les capitaines. Les modèles ont expliqué 54% et 55% de la variabilité de la CPUE en nombre et en poids, respectivement. Les résultats font apparaître une tendance globale légèrement décroissante de la CPUE standardisée en nombre et en poids jusqu'aux années 1996 et 1998, respectivement, suivie d'un changement de tendance par la suite. Les poids moyens standardisés sont également fournis pour la même période.

### RESUMEN

Se presentan tasas de captura nominal del pez espada de la flota española de palangre de superficie en el Atlántico Norte para el período de 26 años (1986-2011). Además, se actualizaron para ese mismo periodo las tasas de captura estandarizadas (en número de peces y en peso) aplicando Modelos Lineales Generalizados (GLM) con una aproximación log-normal similar a la usada en anteriores análisis. Se tuvieron en cuenta los factores área, trimestre, arte, cebo así como la estrategia pesquera basándose en el ratio entre la captura de las dos especies más prevalentes y valoradas por los patrones de pesca (skippers). Los modelos GLM explicaron el 54% y 55% de la variabilidad de la CPUE en número y peso, respectivamente. Los resultados sugieren una tendencia ligeramente descendente de las tasa de captura estandarizadas en número de peces y en peso hasta 1996 y 1998, respectivamente, para producirse posteriormente un cambio de tendencia. El peso medio estandarizado para dicho periodo es también suministrado.

### KEY WORDS

Swordfish, CPUE, GLM, longline

---

<sup>1</sup>Instituto Español de Oceanografía. P.O. Box 130, 15080 A Coruña. Spain. tunidos.corunha@co.ieo.es; <http://www.co.ieo.es/tunidos>



## 1. Introduction

Catch per unit of effort data from a large number of commercial fleets have been one of the main information used for the assessments of swordfish stocks as an expression of the changes in the abundance throughout time. The type of behavior of this species, its broad geographical distribution jointly with the type of fishing gears regularly used targeting-catching this species makes it difficult to use specific methods and strategies to obtain direct indicators of abundance.

The relative “abundance” estimations obtained from the catch rates of commercial fishing of a given stock is influenced by several factors (e.g. year, area-season and the environmental conditions associated, gear type and style used, operational variables, the fishing strategy, etc). Operational changes and technological advances are particularly difficult to detect, including changes in the target species or in the criteria of the skippers. In order to compensate for these influences, Generalized Linear Models (GLM) (Robson 1966, Gavaris 1980, Kimura 1981) have been recommended and used to standardize CPUE series from commercial longline fleets catching swordfish and other tuna and tuna-like species. Some of the factors are almost impossible to be obtained, such as the criteria of the skipper in order to give priority to one species over another. In such cases indirect factors or proxies could be in some cases a good alternative to be considered. The standardized catch rates of the Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) and of the several shark species have been obtained in recent decades by means of GLM based on data from several commercial fleets (e.g. Anon. 1989, 1991, Hoey *et al.* 1989, 1993, Nakano 1993, Mejuto 1993, 1994, Scott *et al.* 1993, Mejuto and De la Serna 1995, Mejuto *et al.* 1999, 2003, Ortiz *et al.* 2007, Babcock and Skomal 2008, Brown 2008, Cortés 2008, 2009, 2010, Fowler and Campana 2009, Matsunaga 2008, Mourato *et al.* 2007, 2008, Pons and Domingo 2008).

The structure and configuration of the Spanish surface longline fleet targeting swordfish was relative stable during decades of the last century, using the multifilament as the traditional longline style. However, important changes in the fishing strategy of the Spanish fleet were mainly produced during a short period 1998-2001 with the generalized introduction of a new surface longline style. The multifilament style traditionally used was replaced by the imported monofilament type (the American style) in most of the vessels from the end of the last century. Descriptions about these changes are available in previous papers (Mejuto *et al.* 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002; Mejuto and De la Serna 1995, 1997, 2000, Ramos-Cartelle *et al.* in press). This new style was broadly introduced in most boats of the Spanish fleet fishing in the Atlantic as well as in the Pacific and Indian oceans (García-Cortés *et al.* 2010, Mejuto *et al.* 2011). Additionally, the targeting criteria of the North Atlantic surface longline Spanish fleet was historically based only on swordfish catches. But this strategy has become more diffuse in recent periods, focusing on a combination of swordfish and blue shark as both main and valuable species as was also reported in the case of other surface longline fleets. These changes in the fishing strategy have had an important impact on the swordfish nominal CPUE obtained (Mejuto and De la Serna 2000, Ortiz and Scott 2003, Ortiz *et al.* 2010).

## 2. Material and methods

The records used were voluntary reports of the Spanish surface longline fleet targeting swordfish in the North Atlantic stock during over the period 1986-2011. Data are mostly records per trip obtained when fish are landed at the different base ports used by the North Atlantic fleet. Other sources of information such as interviews, some scientific observers and aggregated logbook data were used in some cases. These data include information about position, catches, nominal effort (thousands of hooks), nominal CPUE in number of fish and weight (kg round weight) per thousand hooks, representing the activity of this fleet for scientific purposes and were used to build the ICCAT Task II data. Additional information such as the type of gear and bait used is also recorded during landings. More details about the methods can be found in previous papers (Mejuto and De la Serna 2000, Mejuto *et al.* 2000, 2001, 2002). The hypothetical boundary line between both Atlantic stocks was kept at 5°N latitude as assumed by the ICCAT. The spatial definition used for final runs considered 5 areas (**Figure 1**).

The standardized log-normal CPUE analyses were performed using GLM procedures (*SAS 9.2 ver.*). The models were defined including the ‘ratio’ effect as an indicator of the target criteria of the skipper on swordfish and/or blue shark during the fishing activity as well as the gear style and bait type used:  $\text{LOG}(\text{CPUE}) = u + Y + Q + A + R + G + B + A * Q + e$ . Where:  $u$  = overall mean,  $Y$  = effect year,  $Q$  = effect time (quarters),  $A$  = effect area,  $R$  = effect ‘ratio’,  $G$  = effect gear style,  $B$  = bait type,  $e$  = logarithm of the normally distributed error term. Three levels of gear styles were defined: 1= traditional multifilament mainline, 3= new monofilament and 9: unknown. Three levels of bait types were considered: 1= mackerel, 6= squid and 9= other types or combinations. The temporal definition corresponding to “quarters” was as follows: Q1 = January- March; Q2 = April-June; Q3 = July-

September; Q4 = October-December. The variable 'ratio' was defined for each available trip record as the percentage of swordfish in weight related to the catches of swordfish and blue shark combined. This 'ratio' might be a good indicator criterion of the skippers (target intensity) belonging to the Spanish surface longline fleet (Mejuto and De la Serna 2000). The records were categorized into ten 'ratio' categories of 10% intervals in order to classify the criteria of the skipper regarding the priority toward these two potentially desirable main species during the trip. CPUE analyses were carried out in number of fish caught and biomass (kg round weight per thousand hooks) for a period of 26 years (1986-2011). The nominal and the standardized CPUE (in kg round weight) were scaled for comparison taking into consideration their respective maximum values. Sensitivity analysis was performed including more interactions inside the model, such as year\*quarter and year\*area.

The standardized mean weight by year and their confidence intervals was also obtained using the same GLM approach. The methods and specifications were designed to be consistent with previous analyses for updating and comparative purposes.

### 3. Results and discussion

**Figure 1** summarizes the geographical distribution of the 5°x5° fishing effort of the observations used and the areas defined for the GLM runs for the whole period analyzed 1986-2011. A total of 12,697 trip observations were available for the whole period. The number of observations per spatial-temporal cell may be considered satisfactory for this type of fishery. The available observations cover most of the regular fishing areas of the North Atlantic Spanish surface longline fleet during this period as well as the 76% and 60% of the 5°x5° North Atlantic stock squares between latitudes 30°-50° N –where most of the international North Atlantic catches are done– and 5°-50° N, respectively.

A summary of the ANOVA results from GLM procedures are in table 1. The significant models defined explained 54% and 55% of the CPUE variability in number and biomass, respectively. Most of the CPUE variability (Type III SS) may be attributed to the ratio effect as would be expected according to previous finding and secondly to the gear style considering that the effort is expressed in relation to the number of hooks. All gear data belong to styles 1 and 3, except only one record which belongs to style 9. Other factors considered, such as year or area, were also significant and quite important. The area and quarter factors seem to be qualitatively different in terms of explaining the variability of the CPUE in number or weight. Other factors or interactions were also significant but with a minor effect. The impact of some changes on the fishing strategy of the Spanish fleet has already been assessed in recent papers and compared with the results obtained using other approaches (Mejuto and De la Serna 2000, Mejuto *et al.* 2000).

**Figures 2** and **3** show a normal standardized residual pattern, the variability *box-plot* and *qq-plots* according to the tests used, for standardized CPUE in number and in biomass, respectively. The fitting of the model does not seem to be biased and residuals are distributed normally. Tables 2 and 3 provide information on estimated parameters, their standard error, CV%, relative CPUE and upper and lower 95% confidence limits, in number and in biomass, respectively.

**Figure 4** shows the standardized CPUE in number and weight as well as the standardized mean weight obtained by year and their respective 95% confidence intervals. Both trends of standardized CPUE in number and weight are similar. The analyses show an overall slight decrease of the standardized CPUE in number and weight up to years 1996 or 1997-1998, respectively, followed by a change of trend afterwards. The more positive recruitment scenario observed after 1996 could play an important role in changing these trends after 1996, with an expected years-lag between the overall indicators in number and biomass. Similar conclusions can be achieved when the standardized mean weight trend is interpreted. If the catch rates are assumed to be indices of relative abundance, the results suggest that the biomass of the North Atlantic swordfish have had an overall flat trend since the end of the last century.

The scaled overall nominal catch rates and scaled standardized CPUE of swordfish per year (in kg round weight) are shown in **Figure 5**. The highest values of nominal catch rates were obtained during the most recent period just after 1999 when the monofilament American longline style gear was introduced by most of the boats.

The standardized CPUE trend obtained from the sensitivity analysis including year\*quarter interaction did not show any significant difference compared to the base case results. It was not possible to achieve any result including the year\*area interaction within the model.

In long-lifespan species, such as the Atlantic, Indian and Pacific swordfish (Mediterranean stock probably excluded), swordfish populations are regularly made up of individuals up to 10+ years of age. Intermediate ages account for the largest part of the available stock biomass. As a result, abrupt changes of the overall biomass and their representative indices should not be expected between consecutive years and the inter-annual fluctuations should be biologically plausible. The age structure of the swordfish population usually softens overall biomass fluctuations even in highly-variable recruitment and/or in high fishing mortality scenarios, as observed in the history of the North Atlantic case (Anon. 2010) or in population simulations. Therefore, biomass trends for the North Atlantic swordfish should tend to be based on multiannual cycles or stages basically depending on the recruitment scenarios -or their phases- and also on the fishing intensity. The standardized CPUE obtained for the analyzed period suggest moderate and biologically plausible changes in the relative biomass index between couples of consecutive years ( $CPUE_{yr+1}$  vs.  $CPUE_{yr}$ ), with a mean value of biannual increase of 8.45% (CI95% =  $\pm 2.60$ ) when absolute increments are considered and 0.12% (CI95% =  $\pm 4.26\%$ ) when the balance between positive and negative increments are averaged, respectively. Moderate increments in number of fish between couples of consecutive years were also obtained with a mean value of 8.57% (CI95% =  $\pm 2.07$ ) when absolute increments are considered and 0.82% (CI95% =  $\pm 3.9\%$ ) when the balance between positive and negative increases are averaged, respectively.

### Acknowledgments

The authors would like to give their deepest thanks to all the members of the team who were involved in recording, recovering, preparing and processing the basic data of this project. Without the help of qualified and dedicated people such as A. Carroceda, B. Costas, E. Alot, I. González, J. Fernández-Costa, J.L. Torres and O. Soto, this paper would not have been possible.

### Literature cited

- Anonymous. 1989. Second ICCAT Swordfish Workshop. Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT, 29: 71-162.
- Anonymous. 1991. Informe del período bienal 1990-1991. I part. ICCAT.
- Anonymous. 2010. Report of the 2009 Atlantic swordfish stock assessment session (Madrid, September 7-11, 2009). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 1-123.
- Babcock, E.A. and Skomal, G. 2008. Indices of blue, mako and thresher shark abundance derived from U.S. Atlantic recreational fishery data. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(5): 1405-1416.
- Brown, G.A. 2008. Updated standardized catch rates for mako (unclassified *Isurus* spp.) and blue (*Prionace glauca*) sharks in the Virginia-Massachusetts (U.S.) rod and reel fishery, 1986-2006. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(5): 1417-1433.
- Cortés, E. 2008. Standardized catch rates for blue and mako sharks from the U.S. pelagic longline logbook and observer programs. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(5): 1447-1466.
- Cortés, E. 2009. Standardized catch rates for blue and mako sharks from the U.S. pelagic longline logbook and observer programs. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 64(5): 1595-1613.
- Cortés, E. 2010. Standardized catch rates for porbeagle sharks from the U.S. pelagic longline logbook program. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(6): 2058-2068.
- Fowler, G.M. and Campana, S.E. 2009. Commercial by-catch rates of shortfin mako (*Isurus oxyrinchus*) from longline fisheries in the Canadian Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 64(5): 1668-1676.
- García-Cortés, B., Mejuto J., de la Serna, J. M. and Ramos-Cartelle, A. 2010. A summary on the activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) during the years 2006-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 135-146 (2010).
- Gavaris, S. 1980. Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 37: 2272-2275.
- Hoey, J., Mejuto, J. and Conser, R.J. 1989. CPUE indices derived from combined Spanish and U.S. catch and effort data. Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT, 29: 228-249.
- Hoey, J.J., Mejuto, J., Porter, J. and Uozumi, Y. 1993. A standardized biomass index of abundance for North Atlantic swordfish. Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT, 40(1):344-352.

- Kimura, D. K., 1981. Standardized measures of relative abundance based on modelling log (CPUE) and their application to Pacific Ocean Perch. *J. Cons. Int. Explor. Mer.* 39: 211-218.
- Matsunaga, H. 2008. Standardized CPUE for shortfin mako caught by the Japanese tuna longline fishery in the Atlantic Ocean, 1994-2005. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 62(5): 1581-1586.
- Mejuto, J. 1993. Age specific standardized indices of abundance for Swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, 1983-1991. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 40(1):371-392.
- Mejuto, J. ,1994. Standardized indices of abundance at age for Swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, 1983-1992. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 42(1):328-334.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna J.M. 1997. Activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic, years 1994 and 1995. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 46(3):308-310.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna, J.M. 1999. Activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic in the year 1997. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 49(1):428-438.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna, J.M. 2000. Preliminary standardized catch rates, in biomass, for the swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the Spanish longline fleet in the South Atlantic stock, for the period 1989-1998. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 51(4):1293-1311.
- Mejuto, J. and De la Serna J.M. 1995. Standardized catch rates by age and length groups for swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, 1983-93. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 19(3):114-125.
- Mejuto, J. and De la Serna, J.M. 1997. Updated standardized catch rates by age for swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, using commercial trips from the period 1983-1995. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 46(3):323-335.
- Mejuto, J. and De la Serna, J.M. 2000. Standardized catch rates by age and biomass for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-1998 and bias produced by changes in the fishing strategy. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 51(5):1387-1410.
- Mejuto, J., De la Serna, J.M., and García, B. 1998. Updated standardized catch rates by age, sexes combined, for the swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, for the period 1983-1996. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 48(1):216-222.
- Mejuto, J., De la Serna, J.M. and García, B. 1999. Updated standardized catch rates by age, combined sexes, for the swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, for the period 1983-1997. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 49(1):439-448.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna, J.M. 2001. Standardized catch rates for the North and South Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-1999. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 52(4):1264-1274.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna, J.M. 2002. A note on preliminary standardized catch rates for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-2000. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 54(5):1550-1554.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna, J.M. 2003. Standardized catch rates for the North and South Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-2001. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 55(4):1495-1505.
- Mejuto, J., Ortiz de Urbina, J., Ramos-Cartelle, A. and García-Cortés, B. 2011. Equivalence in efficiency per hook between the traditional multifilament and monofilament surface longline styles used by the Spanish fleet targeting swordfish (*Xiphias gladius*) in the South East Pacific. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 66(4): 1541-1553.
- Mourato B.L., Andrade, H.A., Amorim, A.F. and Arfelli, C.A. 2007. Standardized catch rate of swordfish (*Xiphias gladius*) caught by Santos longliners off southern Brazil (1971-2005). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 60(6): 1943-1952.
- Mourato, B.L., Amorim, A.F. and Arfelli, C.A. 2008. Standardized catch rate of shortfin mako (*Isurus oxyrinchus*) and bigeye thresher (*Alopias superciliosus*) caught by São Paulo longliners off southern Brazil. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 62(5): 1542-1552.

- Nakano, H. 1993. Estimation of standardized CPUE for the Atlantic swordfish using the data from the Japanese longline fishery. Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT, 40(1):357-370.
- Ortiz, M., Mejuto, J., Paul, S., Yokawa, K., Neves, M. and Hoey, J.J. 2007. An updated biomass index of abundance for North Atlantic swordfish 1963-2005. Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(2):2048-2058.
- Ortiz, M., Mejuto, J., Paul, S., Yokawa, K., Neves, M. and Idrissi, M. 2010. An updated biomass index of abundance for North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*), for the period 1963-2008. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 171-184.
- Ortiz, M. and Scott, G.P. 2003. Standardized catch rates by sex and age for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet 1981-2001. Collec. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(4): 1536-1561.
- Pons, M. and Domingo, A. 2008. Estandarización de la CPUE del tiburón moro (*Isurus oxyrinchus*) capturado por la flota de palangre pelágico de Uruguay (1981-2006). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(5): 1526-1536.
- Ramos-Cartelle, A., García-Cortés, B. and Mejuto, J. in press. Standardized catch rates in biomass for South Atlantic stock of swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1989-2011. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, (SCRS/2013/106).
- Robson, D. S. 1966. Estimation of relative fishing power of individual ships. Res. Bull. Int. Comm. N.W. Atl. Fish, 3: 5-14.
- Scott, G.P., Restrepo, V.R. and Bertolino, A. 1993. Standardized catch rates for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet through 1991. Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT, 40(1):458-468.

**Table 1.** Summary of ANOVAs for each CPUE analysis, in number (upper table) and in biomass (lower table).

**North Atl. Spain. LL SWO, CPUE in number of fish**

Dependent variable: log (CPUE<sub>n</sub>)

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	57	3629.848257	63.681548	259.75	<.0001
Error	12639	3098.692618	0.245169		
Corrected Total	12696	6728.540875			

R-Square	Coeff. Var.	Root MSE	cpue Mean
<b>0.53947</b>	27.93354	0.495146	1.772584

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
yr	25	108.194043	4.327762	17.65	<.0001
qtr	3	106.592610	35.530870	144.92	<.0001
area	4	181.414952	45.353738	184.99	<.0001
gear	2	254.519180	127.259590	519.07	<.0001
bait	2	8.891512	4.445756	18.13	<.0001
ratio	9	1031.291638	114.587960	467.38	<.0001
qtr*area	12	42.787367	3.565614	14.54	<.0001

**North Atl. Spain. LL SWO, CPUE in weight**

Dependent variable: log (CPUE<sub>w</sub>)

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	57	3386.428433	59.411025	269.07	<.0001
Error	12639	2790.747986	0.220804		
Corrected Total	12696	6177.176419			

R-Square	Coeff. Var.	Root MSE	cpue Mean
<b>0.548216</b>	8.650942	0.469898	5.43176

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
yr	25	137.844543	5.513782	24.97	<.0001
qtr	3	144.686689	48.228896	218.42	<.0001
area	4	77.732048	19.433012	88.01	<.0001
gear	2	226.516770	113.258385	512.94	<.0001
bait	2	9.134777	4.567388	20.69	<.0001
ratio	9	1069.460785	118.828976	538.16	<.0001
qtr*area	12	54.227063	4.518922	20.47	<.0001

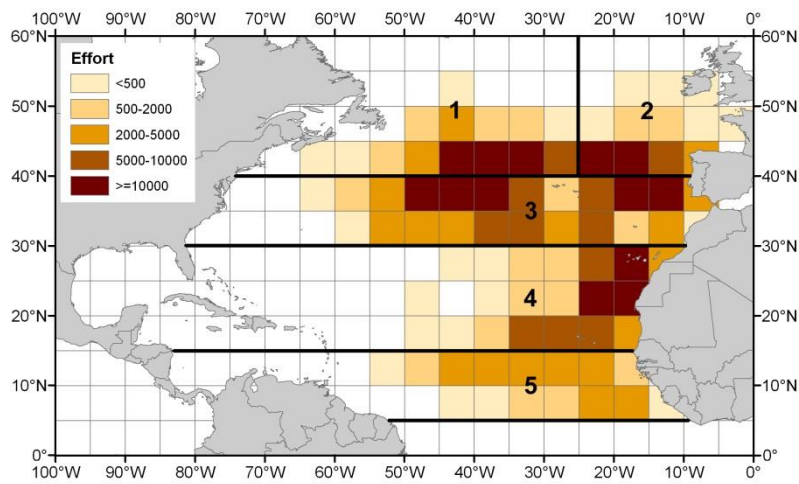
**Table 2.** Estimated parameters (lsmean), standard error (stderr), CV%, relative mean CPUE in number of swordfish (CPUEn) and upper and lower 95% confidence limits for the Spanish longline fleet in the North Atlantic during the period analyzed 1986-2011.

<b>Year</b>	<b>Lsmean</b>	<b>Stderr.</b>	<b>CV%</b>	<b>UcpueN</b>	<b>Mean CPUEN</b>	<b>LcpueN</b>
1986	1.757	0.167	9.509	8.156	5.878	4.236
1987	1.847	0.168	9.098	8.943	6.433	4.627
1988	1.731	0.168	9.719	7.961	5.725	4.117
1989	1.733	0.168	9.679	7.972	5.738	4.130
1990	1.752	0.167	9.551	8.117	5.847	4.212
1991	1.665	0.167	10.052	7.446	5.363	3.863
1992	1.655	0.167	10.115	7.369	5.308	3.823
1993	1.555	0.168	10.776	6.668	4.801	3.457
1994	1.551	0.167	10.783	6.635	4.781	3.445
1995	1.705	0.167	9.796	7.735	5.576	4.020
1996	1.594	0.166	10.429	6.913	4.991	3.603
1997	1.712	0.167	9.740	7.789	5.618	4.051
1998	1.781	0.167	9.375	8.345	6.017	4.338
1999	1.934	0.167	8.657	9.737	7.013	5.052
2000	2.038	0.168	8.228	10.816	7.786	5.605
2001	1.860	0.169	9.088	9.071	6.513	4.677
2002	1.746	0.167	9.550	8.055	5.810	4.191
2003	1.849	0.167	9.035	8.944	6.446	4.646
2004	1.732	0.167	9.663	7.957	5.732	4.129
2005	1.779	0.168	9.420	8.343	6.007	4.325
2006	1.756	0.168	9.566	8.162	5.872	4.225
2007	1.885	0.168	8.920	9.284	6.678	4.803
2008	1.987	0.168	8.466	10.287	7.398	5.320
2009	1.846	0.168	9.107	8.927	6.421	4.619
2010	1.861	0.168	9.022	9.068	6.525	4.695
2011	1.837	0.168	9.144	8.848	6.366	4.580

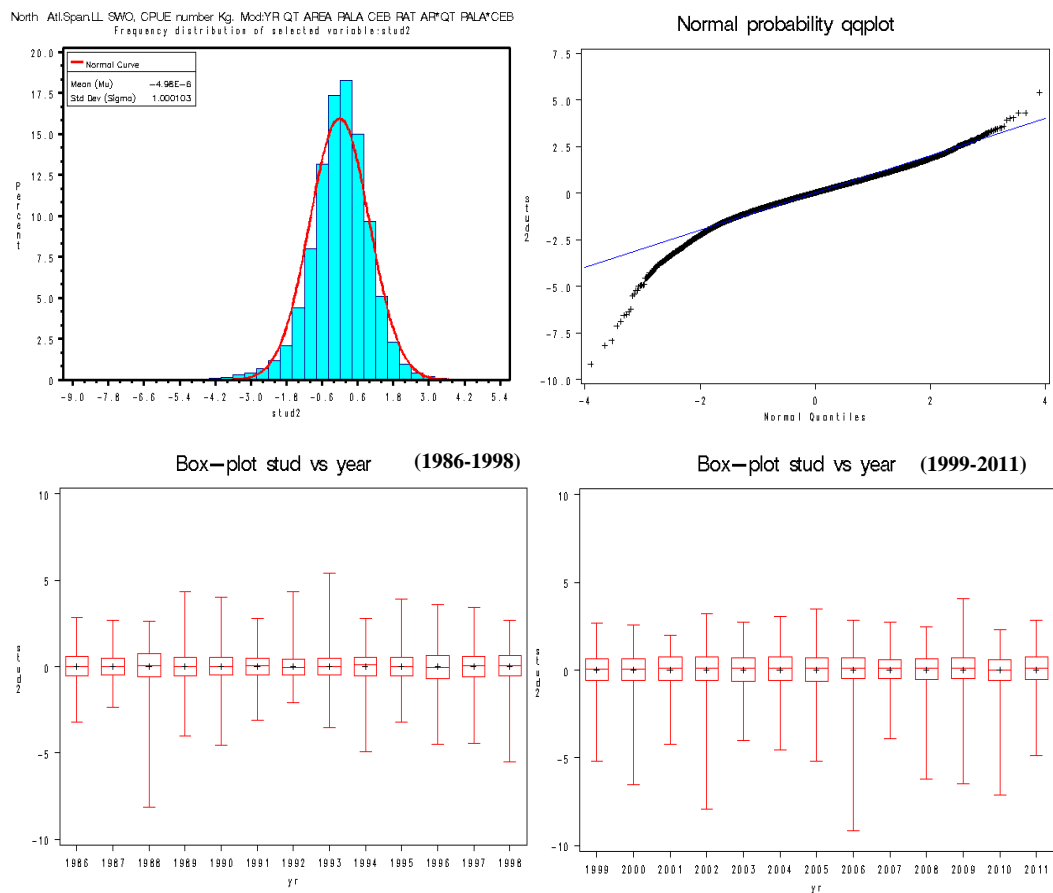
**Table 3.** Estimated parameters (lsmean), standard error (stderr), CV%, relative mean CPUE in biomass (CPUEw) of swordfish and upper and lower 95% confidence limits for the Spanish longline fleet in the North Atlantic during the period analyzed 1986-2011.

<b>Year</b>	<b>Lsmean</b>	<b>Stderr.</b>	<b>CV%</b>	<b>UcpueW</b>	<b>Mean CPUEW</b>	<b>LcpueW</b>
1986	5.694	0.159	2.785	410.422	300.780	220.428
1987	5.700	0.160	2.798	413.929	302.799	221.505
1988	5.538	0.160	2.882	351.946	257.396	188.247
1989	5.550	0.159	2.868	355.797	260.433	190.629
1990	5.550	0.159	2.861	355.785	260.621	190.911
1991	5.568	0.159	2.854	361.988	265.125	194.182
1992	5.550	0.159	2.863	355.797	260.588	190.856
1993	5.429	0.159	2.929	315.089	230.721	168.943
1994	5.387	0.159	2.946	302.062	221.322	162.164
1995	5.487	0.158	2.888	333.657	244.573	179.274
1996	5.318	0.158	2.966	281.235	206.445	151.544
1997	5.306	0.158	2.983	278.225	204.030	149.621
1998	5.380	0.158	2.944	299.853	219.818	161.146
1999	5.492	0.159	2.892	335.744	245.912	180.116
2000	5.721	0.159	2.782	422.232	309.084	226.257
2001	5.584	0.160	2.872	369.331	269.711	196.961
2002	5.434	0.158	2.912	316.138	231.849	170.034
2003	5.568	0.159	2.848	362.076	265.347	194.459
2004	5.473	0.159	2.902	329.328	241.226	176.693
2005	5.459	0.159	2.913	324.981	237.947	174.222
2006	5.386	0.159	2.960	302.339	221.205	161.844
2007	5.525	0.160	2.887	347.471	254.164	185.912
2008	5.669	0.160	2.816	401.084	293.320	214.511
2009	5.584	0.160	2.857	368.342	269.448	197.106
2010	5.556	0.159	2.869	358.133	262.046	191.739
2011	5.584	0.159	2.854	368.485	269.608	197.263

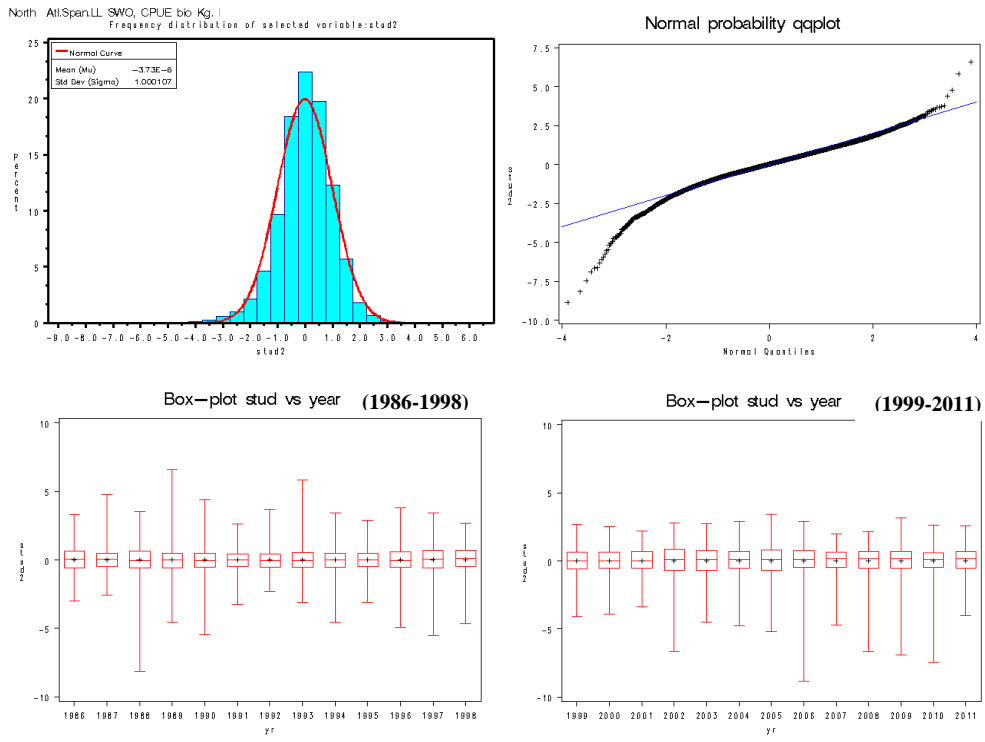




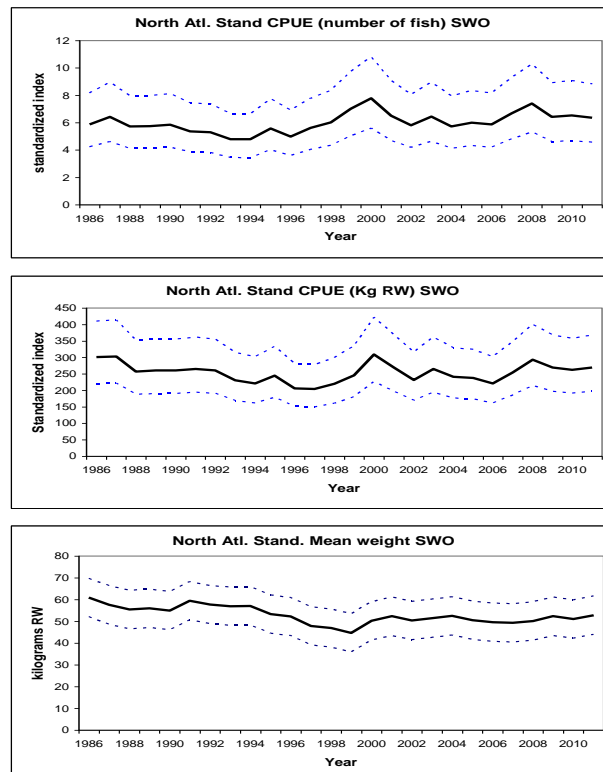
**Figure 1.** Geographical distribution of the nominal fishing effort (in thousands of hooks) used for the CPUE standardization of the Spanish surface longline fleet in the North Atlantic, during the period 1986-2011 and area definition used for the GLM runs.



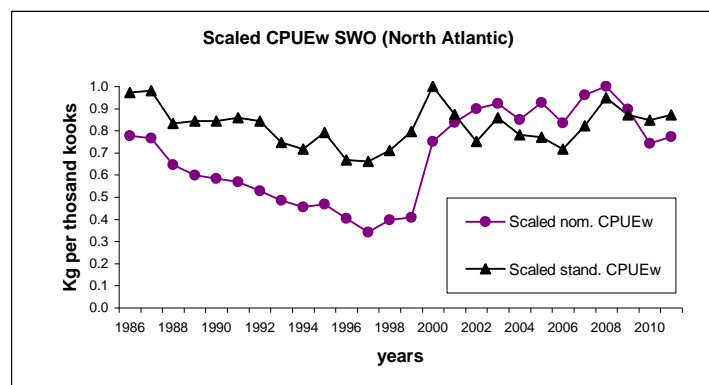
**Figure 2.** Diagnosis of the GLM runs for standardized CPUE in number of swordfish for North Atlantic: normal fit and frequency distribution of the standardized residuals, years combined and normal probability qq-plot (upper). Variability box-plot of the standardized residuals by year (lower).



**Figure 3.** Diagnosis of the GLM runs for standardized CPUE in **biomass** of swordfish for North Atlantic: normal fit and frequency distribution of the standardized residuals, years combined and normal probability qq-plot (upper). Variability box-plot of the standardized residuals by year (lower).



**Figure 4.** Standardized CPUEs per thousand hooks, in number of fish (upper), in kilograms round weight (medium) and standardized mean round weight in kilograms (lower) of swordfish and their respective confidence intervals (95%) observed in the Spanish surface longline fleet during the period analyzed 1986-2011 in the North Atlantic.



**Figure 5.** Scaled nominal and standardized CPUE per thousand hooks of swordfish, in kilograms round weight, in the North Atlantic for the period 1986-2011. Both series are scaled from their respective maximum.

## STANDARDIZED CATCH RATES IN BIOMASS FOR THE SOUTH ATLANTIC STOCK OF SWORDFISH (*XIPHIAS GLADIUS*) FROM THE SPANISH LONGLINE FLEET FOR THE PERIOD 1989-2011

A. Ramos-Cartelle<sup>1</sup>, B. García-Cortés<sup>1</sup> and J. Mejuto<sup>1</sup>

### SUMMARY

*Standardized catch rates in number and biomass were updated using General Linear Modeling (GLM) procedures from trips carried out by the Spanish surface longline fleet fishing the South Atlantic swordfish stock during a period of 23 years (1989-2011). Nominal catch rates were also updated for the same period. The criteria used to define factors such as area, time periods, gear, bait, fishing strategy and models were similar to those used in previous papers. The final models explained 65% and 71% of the CPUE variability in number and weight, respectively. The statistical diagnoses were highly satisfactory. The results point to very stable standardized CPUE and mean weight trends over time.*

### RÉSUMÉ

*Les taux de capture standardisés en nombre et en biomasse ont été actualisés à l'aide de procédures de modèle linéaire généralisé (GLM) à partir de sorties réalisées par la flottille palangrière de surface espagnole qui pêchait le stock d'espadon de l'Atlantique Sud pendant une période de 23 ans (1989-2011). Les taux de capture nominale ont également été actualisés pour la même période. Les critères utilisés pour définir des facteurs, tels que zones, périodes temporelles, engin, appât, stratégie de pêche et modèles, étaient similaires à ceux utilisés dans des documents antérieurs. Les modèles finaux ont expliqué 65% et 71% de la variabilité de la CPUE en nombre et en poids, respectivement. Les diagnostics statistiques ont été hautement satisfaisants. Les résultats indiquent des tendances très stables de la CPUE standardisée et du poids moyen dans le temps.*

### RESUMEN

*Se actualizan tasas de captura normalizadas usando técnicas de Modelo Lineal Generalizado (GLM) a partir de mareas realizadas por la flota española de palangre de superficie sobre el stock de pez espada del Atlántico Sur, durante un periodo de 23 años entre 1989 y 2011. Además se obtuvieron tasas de captura nominal de pez espada para el mismo período. Los criterios usados para la definición de las áreas consideradas, los periodos temporales, los factores de arte y cebo, la estrategia pesquera y los modelos fueron similares a los empleados en documentos anteriores. El modelo usado explicó el 65% y 71% de la variabilidad de la CPUE en número y peso, respectivamente. Los diagnósticos estadísticos resultaron altamente satisfactorios. Los resultados sugieren tendencias estables de la CPUE y del peso medio estandarizado a lo largo de la serie analizada.*

### KEY WORDS

*Swordfish, CPUE, GLM, longline*

## 1. Introduction

Catch per unit of effort data from commercial fleets have been used in the assessment of tuna and tuna-like species as indices of the relative abundance in a great number of fisheries. The Generalized Linear Modeling technique (GLM) (Robson 1966, Gavaris 1980, Kimura, 1981) was used as a routine instrument in the estimation of standardized catch rates based on data from commercial longline fleets.

---

<sup>1</sup> Instituto Español de Oceanografía. P.O. Box 130, 15080 A Coruña. Spain; tunidos.corunha@co.ieo.es; <http://www.co.ieo.es/tunidos>

The activity of the Spanish surface longline vessels targeting swordfish in the South Atlantic started in the mid-1980s when some boats with frozen systems crossed the stock boundary line defined by ICCAT at 5° North latitude. The traditional multifilament surface longline gear used by the Spanish fleet has remained relatively constant over historical decades in terms of general structure and configuration (Rey *et al.* 1988, Hoey *et al.* 1988). However, important changes in the fishing strategy and the introduction of a new surface longline style have been observed and described for recent periods (Mejuto *et al.* 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, Mejuto and De la Serna 1995, 1997, 2000, García-Cortés *et al.* in press). The multifilament style, traditionally used by the Spanish longline fleet, was replaced by the imported monofilament type (American style) in most of the vessels from the end of the last century and remains as preferential gear. The targeting criterion of this fleet was traditionally focused on swordfish, but this strategy has become a combination of swordfish and blue shark as the main and valuable species during the most recent periods. The impact of some of these changes on the fishing strategy of the Spanish fleet has already been considered in recent papers and compared with the results obtained using traditional approaches (Mejuto and De la Serna 2000, Mejuto *et al.* 2000, 2011, García-Cortés *et al.* 2010, in press).

## 2. Material and methods

The trip records used were voluntarily provided by the Spanish surface longline fleet targeting swordfish in the South Atlantic stock during 1989-2011. The standardized CPUE in number of fish caught and biomass (kg round weight) for a period of 23 years (1989-2011) was performed using GLM procedures (*SAS 9.2 ver.*) assuming a log-normal distribution of catch rates:  $\text{LOG}(\text{CPUE}) = \mu + Y + Q + A + R + G + B + A*Q + e$ . Where:  $\mu$  = overall mean, Y= effect year, Q =effect time (quarters), A =effect area, R= effect 'Ratio', G= effect gear style, B= bait type, e = logarithm of the normally distributed error term. The two levels of gear type were defined: 1= traditional multifilament main line and 3= new monofilament style. Three levels of bait types were considered: 1= mackerel, 6= squid and 9= other types or combinations. The temporal definition corresponding to "quarters" was as follows: Q1 = January, February, March; Q2 = April, May, June; Q3 = July, August, September; Q4 = October, November and December. The variable 'ratio' was defined for each available trip record as the percentage of swordfish in weight related to the swordfish and blue shark combined and was categorized into ten 'ratio' categories of 10% intervals in order to classify the criteria of the skipper regarding the two potentially desirable main species (Mejuto and De la Serna 2000, Mejuto *et al.* 2000, 2001, 2002, 2010). The standardized mean weight of swordfish per year and their confidence intervals were also obtained using GLM. The overall nominal CPUE in weight per thousand hooks was obtained for the same period using task II data. Both, nominal and standardized CPUE (in kg round weight) were scaled to their maximum values for comparison. The hypothetical boundary line between Atlantic stocks was kept at 5°N latitude as assumed by the ICCAT. The final runs were done considering 5 areas (**Figure 1**). The methods and specifications were consistent with previous analyses (Mejuto *et al.* 2000, 2001, 2010).

## 3. Results and discussion

**Figure 1** shows the spatial coverage of the fishing effort of the observations taken from the South Atlantic Ocean for the combined period 1989-2011, as well as of the areas defined for the GLM runs. A total number of 6,316 observations were available for the whole period. In general the number of spatial-temporal observations may be considered satisfactory (84% of the total squares between 5°N-40°S and 20°E-60°W were covered). However, some spatial-temporal cells were scarcely represented at the beginning of the time series due to the progressive geographical entry and expansion of these fleets from intertropical areas towards other regions of the South Atlantic.

**Table 1** provides a summary of the ANOVA results from GLM procedures. The significant defined models explained 65% and 71% of the CPUE variability in number and weight, respectively. Most of the CPUE variability (Type III SS) may be attributed to the variable ratio and secondly to the gear style factor as would be expected and observed from previous results from North and South Atlantic analyses belonging to different fleets. The gear style was one of the most important factors explaining the CPUE variability because the effort is expressed in relation to the number of hooks. Other factors considered, such as year or area, were also significant and quite important. The year and area factors seem to be qualitatively different in terms of explaining the variability of the CPUE in number or weight. Frequency distribution of the standardized residuals, years combined, shows a normally-distributed shape. The distribution of the residuals per year and qq-plots were highly satisfactory (**Figure 2**). **Table 2** provides information on estimated parameters, their standard error, CV (%), relative CPUE and upper and lower 95% confidence limits, in number and in biomass.

The standardized CPUEs obtained per year as well as the standardized mean weight and their respective confidence intervals, were also plotted (**Figure 3**). The analysis shows an overall stable trend of the CPUE in both number and weight and almost identical in trend during the whole 23 year period observed. Important multi-annual phases in the standardized mean weights were not initially detected.

The highest nominal catch rates were obtained during the most recent period after 1999 when the monofilament American longline style gear was introduced by most of the boats. The scaled overall nominal catch rates and scaled standardized CPUE of swordfish per year (in kg round weight) are compared in **Figure 4**.

The standardized CPUE obtained for the analyzed period suggest moderate and biologically plausible changes in the relative biomass index between couples of consecutive years ( $CPUE_{yr+1}$  vs.  $CPUE_{yr}$ ) with a mean value of the biannual increases of 8.95% (CI95% =  $\pm 2.84\%$ ) when the absolute increments are considered and -1.09% (CI95%:  $\pm 4.74\%$ ) when the balance between positive and negative increments are averaged, respectively. Moderate increments in number of fish between couples of consecutive years were also obtained with a mean value of 9.16% (CI95% =  $\pm 3.44$ ) when the absolute increments are considered and -0.37% (CI95%:  $\pm 5.25\%$ ) when the balance between positive and negative increases are averaged, respectively.

Periodical fluctuations in both CPUE indices suggest phases of around 5 years in the abundance -or availability- in the number of fish, which also resulted in similar phases of the biomass index observed. The response of the South Atlantic Ocean to El Niño-Southern Oscillation (Colberg *et al.* 2004) and tele-connected events affecting the South Atlantic swordfish should not be ruled out. The SST anomalies suggested to some authors the possible influence of major ENSO events on the South Atlantic and also the lack or lesser influence of minor ENSO events. These oscillations occur on a relatively short inter-annual mean timescale of around a 4-year period (Venegas *et al.* 1997). A large number of descriptions suggest that ENSO episodes trigger large-scale changes in the tropical Atlantic areas. The SST fluctuation in the tropical sectors of this ocean is within the range of 4 to 7 years as for the Southern Oscillation index (SOI) and warming is apparent in the South Atlantic areas during ENSO years (Nicholson 1997). The Brazil Current plays a key role in these areas because it runs South along the coast of Brazil from 9°S to about 40°S affecting the upper 600m of the water column. So the impact on the drifting and expansion of the warm water mass affecting the most active areas of reproduction of the swordfish could be very important. Quasi-yearly or short-term temperature anomalies of warm-cold fronts occur and they would seem to be related to the El Niño-Southern Oscillation (ENSO) events, also detected from the short term phases of the multivariate ENSO index (MEI). Anomalous cold water extensions to the north occur on the shelf generally one year after every warm ENSO event, and anomalous warm water extensions generally take place one year after every cold ENSO (Lentini *et al.* 2001).

## Acknowledgments

The authors would like to give their deepest thanks to all the members of the team who were involved in recording, recovering, preparing and processing the basic data of this project: A. Carroceda, B. Costas, E. Alot, F. González, I. González, J. Fernández-Costa, J.L. Torres and O. Soto.

## References

- Colberg, F., Reason, C.J.C. and Rodgers, K. 2004. South Atlantic response to El Niño-Southern Oscillation induced climate variability in an ocean general circulation model. *Journal of Geophysical Research*, 109, n° C12:1-14.
- García-Cortés, B., Mejuto J., de la Serna, J. M. and Ramos-Cartelle, A. 2010. A summary on the activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) during the years 2006-2007. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(1): 135-146.
- García-Cortés, B., Ramos-Cartelle, A. and Mejuto, J. in press. Standardized catch rates in biomass for North Atlantic stock of swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish surface longline fleet for the period 1986-2011. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, (SCRS/2013/105).
- Gavaris, S. 1980. Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 37: 2272-2275.
- Hoey, J., Mejuto, J., Iglesias, S. and Conser R.J. 1988. A comparative study of the United States and Spanish longline fleet targeting swordfish in the Atlantic Ocean, north of 40° latitude. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 27: 230-239.

- Kimura, D. K. 1981. Standardized measures of relative abundance based on modelling log (CPUE) and their application to Pacific Ocean Perch. *J. Cons. Int. Explor. Mer.* 39: 211-218.
- Lentini, C.A.D., Podesta, G.G., Campos, E.J.D. and Olson, D.B. 2001. Sea surface temperature anomalies on the Western South Atlantic from 1982-1994. *Continental Shelf Research*, 21: 89-112.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna J.M. 1997. Activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic, years 1994 and 1995. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 46(3):308-310.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna, J.M. 1999. Activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic in the year 1997. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 49(1):428-438.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna, J.M. 2000. Preliminary standardized catch rates, in biomass, for the swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the Spanish longline fleet in the South Atlantic stock, for the period 1989-1998. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 51(4):1293-1311.
- Mejuto, J. and De la Serna, J.M. 2000. Standardized catch rates by age and biomass for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-1998 and bias produced by changes in the fishing strategy. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 51(5):1387-1410.
- Mejuto, J., De la Serna, J.M., and García, B. 1998. Updated standardized catch rates by age, sexes combined, for the swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, for the period 1983-1996. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 48(1):216-222.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna, J.M. 2001. Standardized catch rates for the North and South Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-1999. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 52(4):1264-1274.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna, J.M. 2002. A note on preliminary standardized catch rates for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-2000. *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 54(5):1550-1554.
- Mejuto, J., García-Cortés B. and Ramos-Cartelle, A. 2010. Standardized catch rates for the South Atlantic stock of swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1989-2008. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(1): 285-294.
- Mejuto, J., Ortiz de Urbina, J., Ramos-Cartelle, A. and García-Cortés, B. 2011. Equivalence in efficiency per hook between the traditional multifilament and monofilament surface longline styles used by the Spanish fleet targeting swordfish (*Xiphias gladius*) in the South East Pacific. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 66(4): 1541-1553.
- Nicholson, S.E. 1997. An analysis of the ENSO signal in the tropical Atlantic and Western Indian oceans. *International Journal of Climatology*, 17: 345-375.
- Rey, J. C., Mejuto, J., and Iglesias, S. 1988. Evolución histórica y situación actual de la pesquería de pez espada (*Xiphias gladius*). *Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 27: 202-213.
- Robson, D. S. 1966. Estimation of relative fishing power of individual ships. *Res. Bull. Int. Comm. N.W. Atl. Fish*, 3: 5-14.
- Venegas, S.A., Mysak, L.A. and Straub, D.N. 1997. Atmosphere–Ocean coupled variability in the South Atlantic. *Journal of Climate*, 10: 2904-2920.

**Table 1.** Summary of ANOVAs for each CPUE analysis, in number (upper) and in biomass (lower).

**South Atl. Spain.LL SWO, CPUE in number of fish**

Dependent variable: log (CPUE<sub>n</sub>)

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	53	1867.274181	35.231588	221.76	<.0001
Error	6262	994.866119	0.158874		
Corrected Total	6315	2862.140300			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	cpue1 Mean
<b>0.652405</b>	18.70289	0.398589	2.131165

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
cyr	22	52.3058434	2.3775383	14.96	<.0001
qtr	3	5.0319064	1.6773021	10.56	<.0001
area	4	12.0543289	3.0135822	18.97	<.0001
gear	1	147.7933471	147.7933471	930.26	<.0001
bait	2	1.8358268	0.9179134	5.78	0.0031
ratio	9	872.2294400	96.9143822	610.01	<.0001
qtr*area	12	17.4656868	1.4554739	9.16	<.0001

**South Atl. Spain.LL SWO, CPUE in weight**

Dependent variable: log (CPUE<sub>w</sub>)

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	53	2206.751886	41.636828	284.06	<.0001
Error	6262	917.868784	0.146578		
Corrected Total	6315	3124.620670			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	cpue1 Mean
<b>0.706246</b>	6.35853	0.382855	6.021117

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
cyr	22	45.694868	2.077039	14.17	<.0001
qtr	3	6.701864	2.233955	15.24	<.0001
area	4	67.265038	16.816259	114.73	<.0001
gear	1	136.852775	136.852775	933.65	<.0001
bait	2	1.039670	0.519835	3.55	0.0289
ratio	9	1025.551715	113.950191	777.41	<.0001
qtr*area	12	16.891541	1.407628	9.6	<.0001

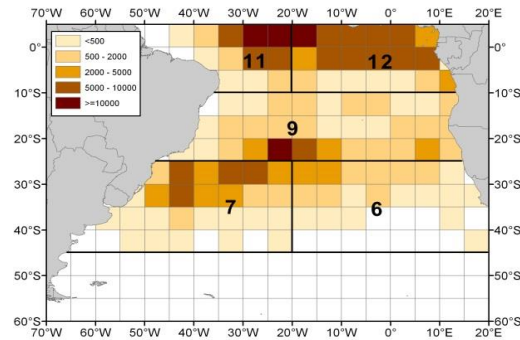


**Table 2.** Estimated parameters (lsmean), standard error (stderr), CV%, relative CPUE in number (CPUE<sub>N</sub>) and in biomass (CPUE<sub>W</sub>) of swordfish and upper and lower 95% confidence limits for the Spanish longline fleet in the South Atlantic during the period analyzed 1989-2011.

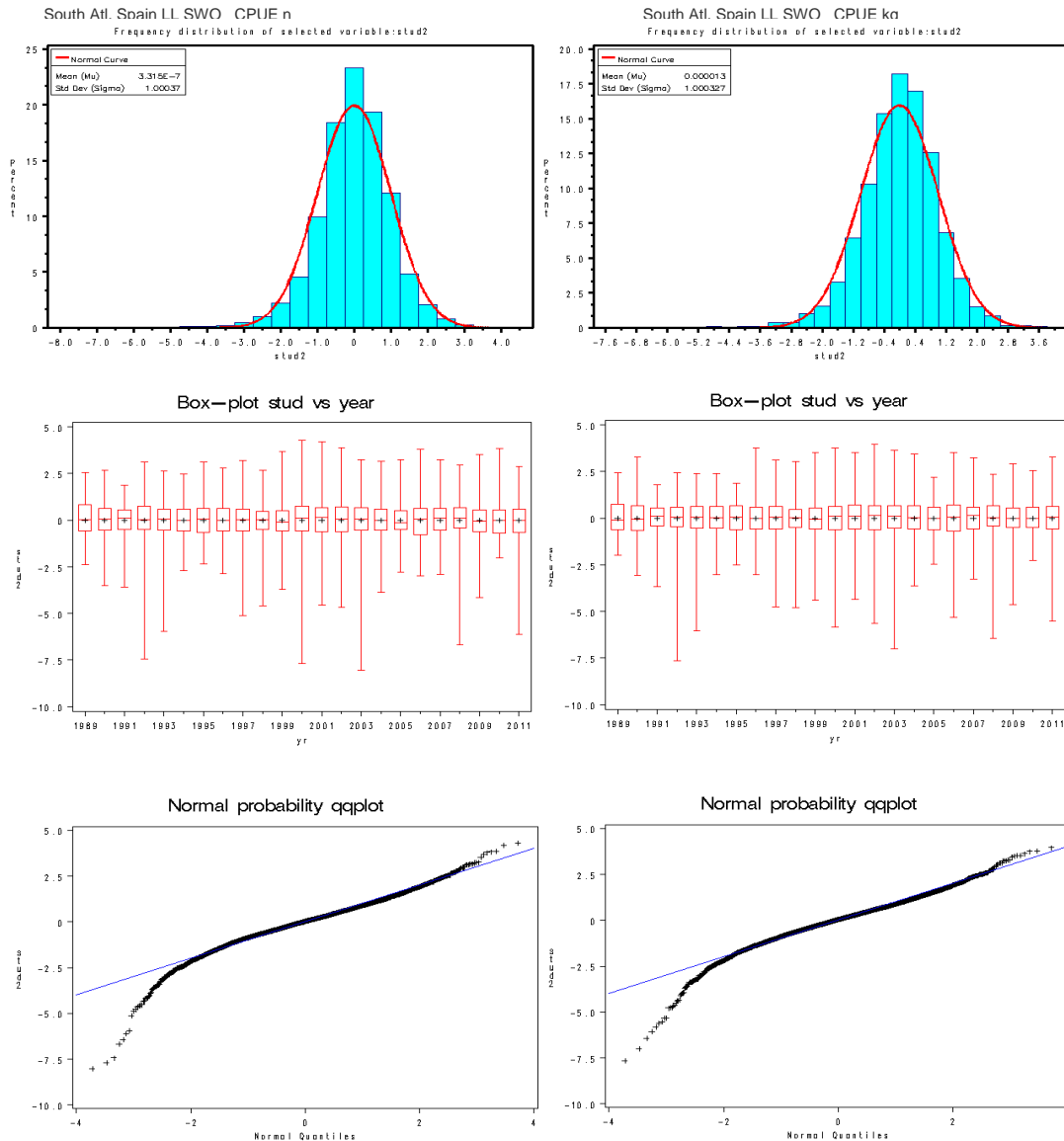
<b>Year</b>	<b>Lsmean</b>	<b>Stderr.</b>	<b>CV%</b>	<b>UcpueN</b>	<b>Mean CPUEN</b>	<b>LcpueN</b>
1989	2.261	0.054	2.404	10.689	9.609	8.638
1990	1.942	0.038	1.962	7.522	6.981	6.478
1991	1.949	0.035	1.805	7.526	7.024	6.556
1992	1.857	0.032	1.710	6.820	6.408	6.022
1993	1.761	0.027	1.524	6.134	5.820	5.522
1994	1.955	0.028	1.416	7.462	7.068	6.695
1995	2.121	0.027	1.287	8.805	8.346	7.911
1996	2.001	0.026	1.305	7.789	7.400	7.031
1997	1.949	0.023	1.172	7.342	7.020	6.713
1998	1.942	0.025	1.297	7.328	6.975	6.639
1999	1.969	0.026	1.330	7.540	7.163	6.805
2000	2.169	0.028	1.292	9.244	8.750	8.282
2001	2.011	0.024	1.202	7.834	7.472	7.126
2002	1.955	0.025	1.276	7.418	7.064	6.727
2003	1.863	0.027	1.449	6.797	6.445	6.112
2004	1.897	0.034	1.792	7.135	6.669	6.232
2005	2.066	0.033	1.612	8.429	7.896	7.397
2006	2.066	0.033	1.575	8.421	7.900	7.412
2007	2.025	0.033	1.645	8.090	7.579	7.100
2008	1.966	0.030	1.529	7.582	7.148	6.739
2009	2.050	0.029	1.401	8.219	7.769	7.344
2010	2.061	0.030	1.459	8.334	7.857	7.408
2011	2.021	0.029	1.447	8.000	7.551	7.130

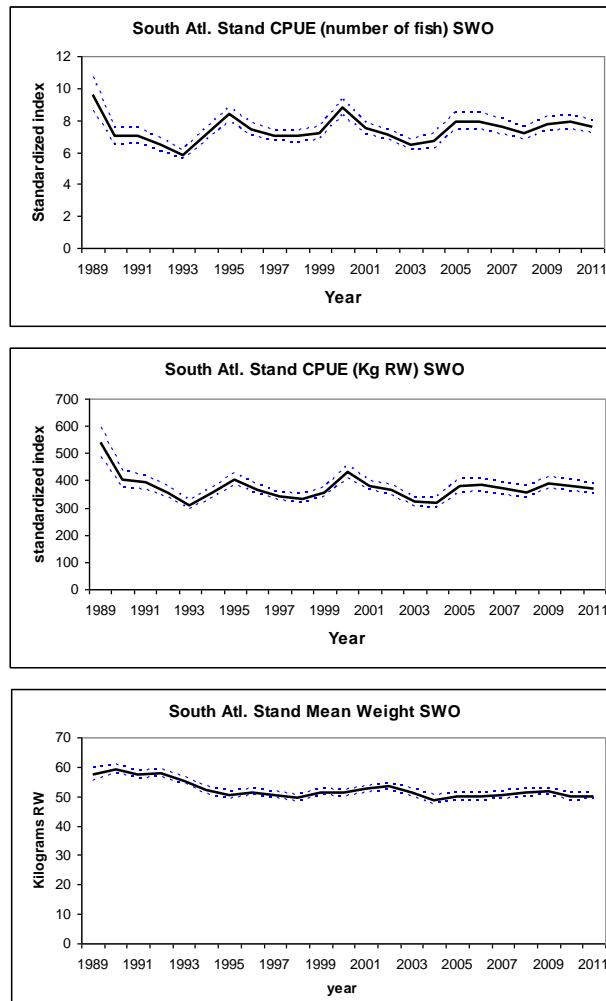
<b>Year</b>	<b>Lsmean</b>	<b>Stderr.</b>	<b>CV%</b>	<b>UcpueW</b>	<b>Mean CPUEW</b>	<b>LcpueW</b>
1989	6.285	0.052	0.831	595.227	537.329	485.063
1990	6.000	0.037	0.610	433.879	403.852	375.904
1991	5.966	0.034	0.566	416.953	390.237	365.233
1992	5.874	0.031	0.519	377.664	355.743	335.095
1993	5.735	0.026	0.449	325.602	309.565	294.318
1994	5.869	0.027	0.453	373.127	354.182	336.199
1995	6.001	0.026	0.437	425.322	404.010	383.766
1996	5.900	0.025	0.425	383.618	365.211	347.687
1997	5.830	0.022	0.376	355.387	340.426	326.094
1998	5.805	0.024	0.417	348.297	332.163	316.777
1999	5.875	0.025	0.428	374.135	356.136	339.004
2000	6.063	0.027	0.444	452.919	429.642	407.561
2001	5.941	0.023	0.391	398.107	380.394	363.468
2002	5.896	0.024	0.406	380.993	363.512	346.833
2003	5.767	0.026	0.452	336.296	319.563	303.662
2004	5.756	0.033	0.576	337.431	316.196	296.297
2005	5.940	0.032	0.539	404.636	380.045	356.949
2006	5.950	0.031	0.525	408.063	383.810	360.999
2007	5.912	0.032	0.541	393.358	369.448	346.992
2008	5.876	0.029	0.491	377.414	356.645	337.019
2009	5.962	0.028	0.462	410.294	388.708	368.256
2010	5.939	0.029	0.486	401.872	379.756	358.856
2011	5.908	0.028	0.475	388.960	368.127	348.409



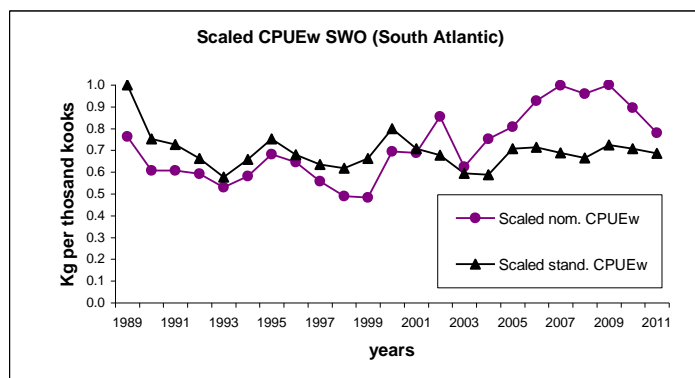
**Figure 1.** Geographical distribution of the nominal fishing effort (in thousands of hooks) used for the CPUE standardization of the Spanish surface longline fleet in the South Atlantic, during the whole period 1989-2011 and area definition used for the GLM runs.



**Figure 2.** Diagnosis of the GLM runs for standardized CPUE in number (left) and the CPUE in biomass (right) of swordfish in the South Atlantic: Frequency distribution of the standardized residuals, years combined, and normal fit (upper). Variability box-plot of the standardized residuals by year (medium) and normal probability qq-plot (lower).



**Figure 3.** Standardized CPUEs per thousand hooks, in number of fish (upper), in kilograms round weight (medium) and standardized mean round weight in kilograms (lower) for swordfish observed in the Spanish surface longline fleet during the period analyzed 1989-2011 in the South Atlantic.



**Figure 4.** Scaled nominal and standardized CPUE per thousand hooks of swordfish, in kilograms round weight, in the South Atlantic for the period 1989-2011. Both series are scaled from their respective maximum.

## STANDARDIZED CATCH RATES IN NUMBER OF FISH BY AGE FOR THE NORTH ATLANTIC SWORDFISH (*XIPHIAS GLADIUS*) OF THE SPANISH LONGLINE FLEET, FOR THE PERIOD 1983-2011

Jaime Mejuto<sup>1</sup>, Blanca García-Cortés<sup>1</sup> and Ana Ramos-Cartelle<sup>1</sup>

### SUMMARY

Standardized catch rates in number of fish by age were updated using log-normal General Linear Modeling (GLM) from trips carried out by the Spanish surface longline fleet fishing swordfish in the North Atlantic stock. Indices were developed for a 29 year period (1983-2011) for ages ranging from 1 to 5+, using a sex-combined growth model for ageing the size data per trip. The criteria used to define areas, time periods and models were similar to those used in previous papers. However, the models also take into consideration new information such as gear style and a target variable as the analyses by age carried out in the past hadn't taken into account these two important changes in the fishing strategy which have occurred in recent periods. The base case models explained between 42% and 45% of the CPUE variability. The age 1 standardized index suggests a more positive scenario of recruitment after 1996 with a mean overall level around double that of the previous and less favorable phase occurred up to that year.

### RESUMÉ

Les taux de capture standardisés en nombre de poissons par âge ont été actualisés à l'aide de la modélisation linéaire généralisée log-normale (GLM) obtenus des sorties réalisées par la flottille palangrière de surface espagnole pêchant l'espadon de l'Atlantique Nord. Des indices ont été élaborés pour une période de 29 ans (1983-2011) pour des âges allant de 1 à 5+, à l'aide d'un modèle de croissance de sexe combiné pour déterminer l'âge d'après les données de taille par sortie. Les critères utilisés pour définir des zones, des périodes temporelles et des modèles étaient similaires à ceux utilisés dans des documents antérieurs. Toutefois, les modèles tiennent également compte des nouvelles informations, telles que le style de l'engin et une variable cible, étant donné que les analyses par âge réalisées par le passé n'avaient pas tenu compte de ces deux importants changements récemment survenus dans la stratégie de pêche. Les cas de base des modèles expliquaient entre 42% et 45% de la variabilité de la CPUE. L'indice standardisé d'âge 1 suggère un scénario de recrutement plus positif après 1996, avec un niveau global moyen environ le double par rapport à celui correspondant à une phase moins favorable survenue jusqu'à cette année.

### RESUMEN

Se actualizaron las tasas de captura normalizadas en número de peces por edad mediante Modelos Lineales Generalizados (GLM) del tipo log-normal a partir de mareas individualizadas realizadas por la flota española de palangre de superficie de pez espada en el stock del Atlántico norte. Los índices fueron desarrollados para un periodo de 29 años (1983-2011) para edades entre 1 y 5+ años usando un modelo de crecimiento tipo sexo-combinado para convertir los muestreos de talla por marea en captura por edad. El criterio usado para definir las áreas, periodos temporales y modelos fue similar al aplicado en documentos anteriores. Sin embargo, en este caso los modelos también tuvieron en cuenta nueva información, tal como estilo de arte de pesca y una variable de direccionamiento, ya que los análisis precedentes por edad no habían tenido en cuenta estos dos importantes sucesos ocurridos en periodos recientes. Los modelos base-case explicaron entre el 42% y 45% de la variabilidad de la CPUE. El índice de CPUE estandarizada de la edad 1 sugiere un escenario más positivo de reclutamientos a partir de 1996, con un valor medio global de aproximadamente el doble sobre el correspondiente a una fase menos favorable ocurrida hasta ese año

### KEYWORDS

Swordfish, age specific CPUE, GLM, longline

<sup>1</sup> Instituto Español de Oceanografía. P.O. Box 130, 15080 A Coruña. Spain; tunidos.corunha@co.ieo.es

## 1. Introduction

The standardized catch rates of the Atlantic swordfish were obtained in the last decades by means of GLM procedures from commercial fleets some of which targeted this species while others did not (i.e. Hoey *et al.* 1989, 1993, Anon. 1989, 2010, Nakano 1993, Mejuto 1993, 1994, Scott *et al.* 1993, Mejuto and de la Serna 1995, 2000, Mejuto *et al.* 1999, Ortiz and Scott 2003). Data collected for scientific purposes from the commercial Spanish surface longline fishery targeting swordfish were used to develop GLM standardized catch per unit effort for the North Atlantic swordfish stock using methods recommended by several authors and the ICCAT working groups (i.e. Robson 1966, Gavaris 1980, Kimura 1981, Anon. 1989, 2010). These indicators have been used as inputs for the stock assessment of the North Atlantic swordfish stock. The consistency in the fishing patterns and gear configuration during decades facilitated the interpretation of these catch rates obtained as indices of relative abundance.

Important changes in the fishing strategy and gear “style” of the Spanish fleet have been introduced and described since the end of the last century. The impact of these changes on the nominal and standardized CPUE of the Spanish fleet have been described in previous papers and compared with results obtained using different approaches (i.e. Mejuto *et al.* 1998, 1999, 2001, 2002, Mejuto and De la Serna 1997, 2000). However these new events have not been taken into account so far in CPUE age specific analyses of this longline fleet. Additional information which was now available from the period 1986-2011, such as the type of bait used and of gear style, it has not been considered in previous age specific analyses.

As previously described, the surface longline gear of the Spanish fleet has remained relatively constant over decades in terms of structure and configuration (Rey *et al.* 1988, Hoey *et al.* 1988). Some technological improvements in the fishing gear were introduced and described during those historical periods in order to make it easier to carry out handling involving setting out and hauling back the fishing gear. These improvements tended to allow for a greater number of hooks per set which were considered as nominal effort in the CPUE calculations. However, the monofilament style (originally based on the “Florida style longline”) so-called “American style” was broadly introduced in the Atlantic Spanish fleet at the end of the last century and most vessels have been fishing with this new monofilament style since then (Mejuto and De la Serna 2000, Mejuto *et al.* 2003). On the other hand, the targeting criteria of the Spanish longline fleet fishing on the North Atlantic stock was historically based on targeting swordfish. But this strategy has become more diffuse in recent periods, focusing on a combination of swordfish and blue shark as both main and valuable species as it was also observed and reported for these or other group of species in the case of several Atlantic surface longline fleets. The “target variable” accounts for trips where tunas and/or sharks were predominant in the catch or potentially also targeted for some fleets. These changes in the fishing strategy of several fleets of the Atlantic have had significant effects on the swordfish standardized CPUE obtained (i.e. Hazin *et al.* 2010, Mejuto and De la Serna 2000, Ortiz 2010, Ortiz and Scott 2003, Ortiz *et al.* 2010, Paul and Neilson 2010).

## 2. Material and methods

The trip data used were obtained over a period of 29 years (1983-2011) from the Spanish longline fleet fishing on the North Atlantic swordfish stock. Data voluntarily provided for scientific purposes were recorded. The methods and specifications used in this paper aimed to be consistent as far as possible with previous analyses in order to facilitate the comparison. However, two important events which have occurred since the last analyses by age were also taken into consideration: a) The introduction of a new monofilament gear style (American style) and b) the change of the targeting criteria of this fleet related to the previous decades reported.

The sex-combined Gompertz’s type equation (Anon. 1989) was used to obtain number of fish by age (ages 1 to 5+) from catch at size data sampled per trip. The conversion from size into age was carried out using software applying the “slicing” technique (Restrepo *pers. comm.*) updated on visual basic. The analysis by age (number per thousand hooks) was developed using the methods traditionally applied in the ICCAT swordfish working groups and reported in previous papers (Mejuto 1993, Mejuto and De la Serna 1995, 1997, Mejuto *et al.* 1998, 1999, 2003). Trips with size-sampling coverage below 85% of their catch in number were omitted from the base case analysis as it was implemented in previous analyses. Changes in the fishing strategy from the target species (target variable) as well as the gear style and the bait used were also considered for modeling.

The target variable “ratio” was defined for each trip as the percentage in weight of swordfish landed in relation to the swordfish and blue shark landed. After analyzing the behavior of this fleet over time, it was considered that this variable might be a good indicator criterion of the skippers (target intensity) belonging to the North Atlantic Spanish fleet (Mejuto and De la Serna 2000, Ortiz *et al.* 2010). The “ratio” values were categorized into ten categories of 10% intervals. The temporal definition corresponding to “quarters” was as follows: Q1 =

January, February, March; Q2 = April, May, June; Q3 = July, August, September; Q4 = October, November and December. Three levels of gear styles were defined: 1= traditional multifilament mainline, 3= new monofilament and 9= unknown. Three levels of bait types were also considered: 1= mackerel, 6= squid and 9= other types or combinations (García-Cortés *et al.* in press). The hypothetical boundary line between North and South Atlantic stocks was kept at 5°N latitude as assumed by the ICCAT. The spatial definition used for final runs considered 5 areas as used in previous analyses in number by age as well as in number and biomass age combined (García-Cortés *et al.* in press).

The base case standardized log-normal CPUE analyses were performed using GLM procedures (SAS 9.2 *ver.*). The models were defined as:  $\text{LOG}(\text{CPUE}) = \mu + Y + Q + A + R + G + B + A*Q + e$ . Where:  $\mu$  = overall mean, Y= effect year, Q= effect time (quarters), A= effect area, R= effect 'ratio', G= effect gear style, B= bait type, e= logarithm of the normally distributed error term. More details about the methods can be found in papers previously cited.

Old trip records from the period 1983-1985 lack some necessary information for the new modeling approach, as regards details such as gear style and bait type used, as well as the "ratio" information between both main prevalent species. In such cases, taking into consideration the history and knowledge of the fishery, the traditional gear style and mackerel as bait were assumed for all trips during that initial period. A ratio equal to the average observed for trips of 1986 was retrospectively applied to all trips of the period 1983-1985. A sensitivity analysis was also run excluding the period 1983-1985 in order to assess the impact of such assumptions on the standardized CPUE trends obtained. Other sensitivity analyses were also performed considering a lower and less demanding size sampling coverage of 50% for the selection of trip records used for the sensitivity GLM run.

### 3. Results and discussion

A total number of 10,079 trips were available from the whole period 1983-2011. **Table 1** is a summary of the ANOVA results for age specific analysis. The number of observations finally used, R-square, mean square error (root) and F-statistics for each age class are provided. The base case model by age explained between 42%-45% of the CPUE variability.

**Table 2** show the estimated parameters obtained from the CPUE analysis in number of fish by age for the base case run. The year, quarter and area are the most important factors for explaining the variability of the age 1 CPUE. The variable year seems to be especially important for age 1 suggesting that the inter-annual variability plays an important role. The ratio and year variables are the most important factors for explaining the variability of the other ages considered. The type III SS suggest a different ranking of the other factors for the different ages as would be expected in a species segregated by size-ages and targeted by fleets with extensive fishing experience. The bait factor regularly explained a minor part of the CPUE variability or it was not significant in some cases.

**Figures 1** and **2** represent the normal fit, the frequency distribution of the standardized residuals and the normal probability qq-plot diagnosis of the GLM base case run for standardized CPUE in number of swordfish by age. **Figure 3** presents the variability box-plot of the standardized residuals by year for each age.

**Table 3** provides information on estimated parameters, their standard error, CVs%, standardized CPUE by age and upper and lower 95% confidence limits obtained for base case run. The mean standardized CPUE by age and their confidence intervals 95% are plotted (**Figure 4**). The results of age 1 suggest that the mean abundance of this age during the whole period 1997-2011 was 1.9 times greater than the mean level predicted for the period 1983-1996. This event was probably helped by the change of phase and more favorable environmental conditions which have been occurring in the North Atlantic since 1996 (**Figure 5**) as previously postulated (Mejuto 2007, Neilson *et al.* 2013).

The sensitivity analysis excluding the period 1983-1985 suggests that the criteria assumed for the lack of some of the factors modeled and the criteria applied for the assumptions did not have any effect on the standardized CPUE trends obtained for the period 1986-2011. On the other hand, the sensibility analysis including trips with at least a 50% sampling coverage of the catch in number of fish did not produce significant effects on most CPUE trends over time for the whole period analyzed. A minor impact was observed on the absolute values obtained for age 1, probably due to the effect of the minimum size regulation or other bias on some trips with lower size sampling coverage. But the general trends obtained versus the base case run were very similar although with a

slightly lower fit achieved for all ages. These results suggest that in the case of the size-age specific CPUE analysis the size-sampling criteria used in each fleet could be an important factor to be assessed and considered in order to assume such results as reliable indicators by age. In this sense, any substitution procedure of size information among trips was implemented in these analyses and a very demanding criterion of minimum sampling coverage per trip was considered for the base case runs. Additional information about the geographical coverage of this fishery can be found in García-Cortés *et al.* (in press).

The first ICCAT recommendation on minimum size has been formally in force in July 1991 and fully implemented in 1992. Since then these recommendations (with different updates and formulations such as REC-90-2 or REC 95-10) have been held by ICCAT with affects on the respective fleets depending on the option chosen for each CPC. In the case of the EU fleets, the type of REC-90-02 which allowed tolerance of up to 15% of the catch in number has been implemented. However, this tolerance was unilaterally canceled by the EU at a domestic level between June 2007 and January 2009 (National Authority pers. comm.). So, some impacts on the data of fish under 125 cm, especially in year 2008, could be expected because of the change of tolerance. However, this legislative confusion still remains among some of the boats probably causing pernicious effects of the age 1 CPUE underestimations since 2008.

The current management system implemented at a domestic level for swordfish is based on a complex and demanding regulatory network based, *inter alia*, on lists of authorized vessels, gear regulations, fishing plans per company-boat, assignment of strict annual quota per vessel, etc. The quota system per boat makes vessels extend their fishing activity in an economically sustainable way all year round, moderating in many cases their levels of swordfish catches/catch rates per trip. The effect of this self-controlled fishing strategy on the standardized CPUE indicators is not easily modeled, but is likely to be producing an underestimation in the abundance index in relation to the fishing strategy of previous historical periods in which global annual quotas and different control measures were implemented at a domestic level.

## Acknowledgments

The authors would like to give their deepest thanks to all the members of the indefatigable team who were involved in recording, recovering, preparing and processing the scientific data of this fishery. Without the help of qualified people in data processing such as I. González-González and E. Alot this paper would not have been possible. We also thank the Spanish longline fleet for their invaluable collaboration.

## References

- Anon. 1989. Second ICCAT Swordfish Workshop. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 29: 71-162.
- Anon. 2010. Report of the 2009 Atlantic swordfish stock assessment session (Madrid, September 7 to 11, 2009). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 1-123.
- García-Cortés, B., Ramos-Cartelle, A. and Mejuto, J. in press. Standardized catch rates in biomass for North Atlantic stock of swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish surface longline fleet for the period 1986-2011. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, (SCRS/2013/105).
- Gavaris, S. 1980. Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 37: 2272-2275.
- Hazin, H.G., Minte-Vera, C.V., Hazin, F., Travassos, P., Carvalho, F. and Mourato, B. 2010. Standardized CPUE series of swordfish, *Xiphias gladius*, caught by Brazilian tuna fisheries in the southwestern Atlantic Ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 274-284.
- Hoey, J., Mejuto, J. and Conser, R. 1989. CPUE indices derived from combined Spanish and U.S. catch and effort data. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 29: 228-249.
- Hoey, J., Mejuto, J., Iglesias, S. and Conser, R. 1988. A comparative study of the United States and Spanish longline fleet targeting swordfish in the Atlantic Ocean, North of 40° latitude. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 27: 230-239.
- Hoey, J.J., Mejuto, J., Porter, J. and Uozumi, Y. 1993. A standardized biomass index of abundance for North Atlantic swordfish. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 40 (1):344-352.

- Kimura, D.K. 1981. Standardized measures of relative abundance based on modeling log (CPUE) and their application to Pacific Ocean Perch. *J. Cons. Int. Explor. Mer.* 39: 211-218.
- Mejuto, J. 1993. Age specific standardized indices of abundance for Swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, 1983-1991. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 40 (1):371-392.
- Mejuto, J. 1994. Standardized indices of abundance at age for Swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, 1983-1992. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 42 (1):328- 334.
- Mejuto, J. 2007. Aspectos biológicos y pesqueros del pez espada (*Xiphias gladius* Linnaeus, 1758) del océano Atlántico, con especial referencia a las áreas de actividad de la flota española. Tesis doctoral, Universidade de Santiago de Compostela, Galicia: 224 pp.
- Mejuto, J. and De la Serna, J.M. 1995. Standardized catch rates by age and length groups for swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, 1983-93. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 19 (3):114-125.
- Mejuto, J. and J.M. De la Serna. 1997. Updated standardized catch rates by age for swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, using commercial trips from the period 1983-1995. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 46 (3):323-335.
- Mejuto, J. and De la Serna, J.M. 2000. Standardized catch rates by age and biomass for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-1998 and bias produced by changes in the fishing strategy. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 51 (5): 1387-1410.
- Mejuto, J., De la Serna, J.M. and García, B. 1998. Updated standardized catch rates by age, sexes combined, for the swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, for the period 1983-1996. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 48 (1):216-222.
- Mejuto, J., De la Serna, J.M. and García, B. 1999. Updated standardized catch rates by age, combined sexes, for the swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet in the Atlantic, for the period 1983-1997. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 49 (1):439-448.
- Mejuto, J., García, B. and De la Serna, J.M. 2001. Standardized catch rates for the North and South Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-1999. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 52, (4): 1264-1274.
- Mejuto, J., García-Cortés, B. and De la Serna, J.M. 2002. A note on preliminary standardized catch rates for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983- 2000. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 54 (5):1550-1554.
- Mejuto, J., García-Cortés B. and De la Serna, J.M. 2003. Standardized catch rates for the North and South Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-2001. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 55(4): 1495-1505.
- Nakano, H. 1993. Estimation of standardized CPUE for the Atlantic swordfish using the data from the Japanese longline fishery. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 40 (1):357-370.
- Neilson, J., Arocha, F., Cass-Calay, S., Mejuto, J., Ortiz, M., Scott, G., Smith, C., Travassos, P., Tserpes, G. and Andrushchenko, I. 2013. The Recovery of Atlantic Swordfish: The Comparative Roles of the Regional Fisheries Management Organization and Species Biology. *Reviews in Fisheries Science* 21(2): 59-97.
- Ortiz, M. 2010. Update of standardized catch rates by sex and age for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet 1981-2008. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(1): 147-170.
- Ortiz, M. and Scott, G.P. 2003. Standardized catch rates by sex and age for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet 1981-2001. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 55(4): 1536-1561.
- Ortiz, M., Mejuto, J., Paul, S., Yokawa, K., Neves, M. and Idrissi, M. 2010. An updated biomass index of abundance for North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*), for the period 1963-2008. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(1): 171-184.
- Paul, S.D. and Neilson, J.D. 2010. An exploration of targeting variables in the Canadian swordfish longline CPUE. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(1): 124-134.
- Rey, J. C., Mejuto, J. and Iglesias, S. 1988. Evolución histórica y situación actual de la pesquería de pez espada (*Xiphias gladius*). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 27: 202-213.



Robson, D. S., 1966. Estimation of relative fishing power of individual ships. Res. Bull. Int. Comm. N.W. Atl. Fish, 3: 5-14.

Scott, G.P., Restrepo, V.R. and Bertolino, A. 1993. Standardized catch rates for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet through 1991. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 40 (1):458-468.

**Table 1.** Summary of ANOVA base case analysis in number of fish by age: Number of observations, R- square, mean square error (root) and F-statistics for each age considered.

<b>YEARS</b>	<b>AGE</b>	<b>#OBSERV</b>	<b>R-Square</b>	<b>RMSE</b>	<b>F-STAT</b>
1983-2011	1	9129	0.416393	0.957622	107.83
1983-2011	2	9851	0.446515	0.711232	131.63
1983-2011	3	9851	0.436032	0.653712	126.15
1983-2011	4	9604	0.420962	0.667857	115.63
1983-2011	5+	9446	0.430252	0.711103	118.12

**Table 2.** Summary of ANOVA by factor for CPUE base case analysis, in number by age in the North Atlantic stock for the 1983-2011 period.

YEARS	AGE	FACTOR	DF	Type III SS	M-Square	F-Value	Pr > F
1983-2011	1	yr	28	1084.487507	38.731697	42.24	<.0001
1983-2011	1	qtr	3	855.166308	285.055436	310.84	<.0001
1983-2011	1	area	4	493.130087	123.282522	134.44	<.0001
1983-2011	1	gear	2	108.906155	54.453078	59.38	<.0001
1983-2011	1	bait	2	15.181493	7.5907470	8.28	0.0003
1983-2011	1	ratio	9	337.513961	37.501551	40.89	<.0001
1983-2011	1	qtr*area	12	192.857425	16.071452	17.53	<.0001
1983-2011	2	yr	28	538.9750065	19.2491074	38.05	<.0001
1983-2011	2	qtr	3	156.6625739	52.2208580	103.23	<.0001
1983-2011	2	area	4	470.6366484	117.6591621	232.60	<.0001
1983-2011	2	gear	2	221.0323631	110.5161816	218.48	<.0001
1983-2011	2	bait	2	0.3474911	0.1737455	0.34	0.7093
1983-2011	2	ratio	9	855.3079446	95.0342161	187.87	<.0001
1983-2011	2	qtr*area	12	154.2293833	12.8524486	25.41	<.0001
1983-2011	3	yr	28	326.3878198	11.6567078	27.28	<.0001
1983-2011	3	qtr	3	9.8827294	3.2942431	7.71	<.0001
1983-2011	3	area	4	210.4923413	52.6230853	123.14	<.0001
1983-2011	3	gear	2	265.4491411	132.7245706	310.58	<.0001
1983-2011	3	bait	2	12.3604243	6.1802122	14.46	<.0001
1983-2011	3	ratio	9	993.2697035	110.3633004	258.26	<.0001
1983-2011	3	qtr*area	12	78.1698096	6.5141508	15.24	<.0001
1983-2011	4	yr	28	378.239130	13.508540	30.29	<.0001
1983-2011	4	qtr	3	85.453099	28.484366	63.86	<.0001
1983-2011	4	area	4	76.688710	19.172178	42.98	<.0001
1983-2011	4	gear	2	253.968082	126.984041	284.70	<.0001
1983-2011	4	bait	2	28.300947	14.150474	31.73	<.0001
1983-2011	4	ratio	9	1046.342220	116.260247	260.65	<.0001
1983-2011	4	qtr*area	12	30.460501	2.538375	5.69	<.0001
1983-2011	5+	yr	28	495.9186090	17.7113789	35.03	<.0001
1983-2011	5+	qtr	3	251.8943128	83.9647709	166.05	<.0001
1983-2011	5+	area	4	257.7727050	64.4431762	127.44	<.0001
1983-2011	5+	gear	2	161.6344156	80.8172078	159.82	<.0001
1983-2011	5+	bait	2	36.6728598	18.3364299	36.26	<.0001
1983-2011	5+	ratio	9	863.5754041	95.9528227	189.75	<.0001
1983-2011	5+	qtr*area	12	79.5143709	6.6261976	13.10	<.0001

**Table 3.** Estimated parameters (LSMEAN), standard error (STDERR), Coefficient of variation (CV%), relative CPUE in number by age (CPUE<sub>n</sub>) and upper and lower 95% confidence limits (UCPUE<sub>n</sub>, LCPUE<sub>n</sub>) for the case base analysis of the North Atlantic for the years 1983-2011.

<b>Age 1</b>	<b>YR</b>	<b>LSMEAN</b>	<b>STDERR</b>	<b>CV%</b>	<b>UCPUE<sub>n</sub></b>	<b>CPUE<sub>n</sub></b>	<b>LCPUE<sub>n</sub></b>
	1983	-1.1809	0.2479	20.9955	0.5147	0.3166	0.1947
	1984	-1.1834	0.2476	20.9199	0.5130	0.3158	0.1944
	1985	-1.2017	0.2414	20.0867	0.4968	0.3096	0.1929
	1986	-0.8284	0.2345	28.3074	0.7109	0.4489	0.2835
	1987	-0.3836	0.2397	62.4700	1.1217	0.7012	0.4384
	1988	-0.1845	0.2323	125.9420	1.3470	0.8543	0.5418
	1989	-0.3260	0.2330	71.4733	1.1710	0.7417	0.4697
	1990	-0.9479	0.2332	24.6018	0.6290	0.3982	0.2521
	1991	-1.0263	0.2325	22.6567	0.5807	0.3681	0.2334
	1992	-0.9370	0.2319	24.7433	0.6340	0.4025	0.2555
	1993	-0.7371	0.2319	31.4656	0.7744	0.4916	0.3120
	1994	-0.7433	0.2313	31.1156	0.7686	0.4885	0.3104
	1995	-0.6793	0.2300	33.8564	0.8170	0.5206	0.3317
	1996	-0.6859	0.2300	33.5384	0.8118	0.5172	0.3295
	1997	0.0540	0.2311	428.1163	1.7053	1.0840	0.6891
	1998	-0.0865	0.2311	267.2912	1.4817	0.9420	0.5989
	1999	0.0891	0.2332	261.9203	1.7743	1.1233	0.7111
	2000	0.0813	0.2347	288.6470	1.7661	1.1150	0.7039
	2001	0.1166	0.2338	200.4631	1.8259	1.1548	0.7304
	2002	-0.2029	0.2333	115.0005	1.3252	0.8389	0.5311
	2003	-0.2187	0.2357	107.7701	1.3113	0.8262	0.5206
	2004	-0.0748	0.2399	320.7192	1.5284	0.9550	0.5967
	2005	-0.0700	0.2451	349.9500	1.5532	0.9608	0.5943
	2006	0.1951	0.2505	128.3694	2.0493	1.2542	0.7676
	2007	0.4150	0.2659	64.0771	2.6420	1.5689	0.9316
	2008	0.2585	0.2617	101.2574	2.2383	1.3401	0.8023
	2009	-0.4828	0.2621	54.2926	1.0675	0.6386	0.3820
	2010	-0.5056	0.2516	49.7498	1.0192	0.6225	0.3802
	2011	-0.0700	0.2585	369.1945	1.6001	0.9641	0.5808
<b>Age 2</b>	<b>YR</b>	<b>LSMEAN</b>	<b>STDERR</b>	<b>CV%</b>	<b>UCPUE<sub>n</sub></b>	<b>CPUE<sub>n</sub></b>	<b>LCPUE<sub>n</sub></b>
	1983	-0.2565	0.1811	70.5958	1.1216	0.7866	0.5516
	1984	-0.4562	0.1797	39.3955	0.9159	0.6440	0.4528
	1985	-0.1135	0.1772	156.0469	1.2833	0.9068	0.6408
	1986	0.0865	0.1733	200.2080	1.5545	1.1069	0.7882
	1987	0.5032	0.1774	35.2499	2.3786	1.6801	1.1868
	1988	0.3168	0.1723	54.4057	1.9530	1.3932	0.9939
	1989	0.4991	0.1727	34.5936	2.3454	1.6720	1.1920
	1990	0.5835	0.1726	29.5880	2.5517	1.8192	1.2969
	1991	0.3077	0.1723	55.9841	1.9352	1.3807	0.9850
	1992	0.2776	0.1719	61.8989	1.8761	1.3396	0.9566
	1993	0.2625	0.1719	65.4719	1.8482	1.3196	0.9422
	1994	0.3482	0.1714	49.2290	2.0116	1.4375	1.0273
	1995	0.5904	0.1705	28.8778	2.5575	1.8310	1.3109
	1996	0.1499	0.1706	113.7673	1.6467	1.1788	0.8438
	1997	0.3062	0.1714	55.9856	1.9286	1.3783	0.9850
	1998	0.6480	0.1713	26.4410	2.7141	1.9399	1.3866
	1999	0.8127	0.1728	21.2614	3.2103	2.2880	1.6306
	2000	0.9562	0.1734	18.1301	3.7100	2.6412	1.8803
	2001	0.8965	0.1731	19.3064	3.4928	2.4880	1.7722

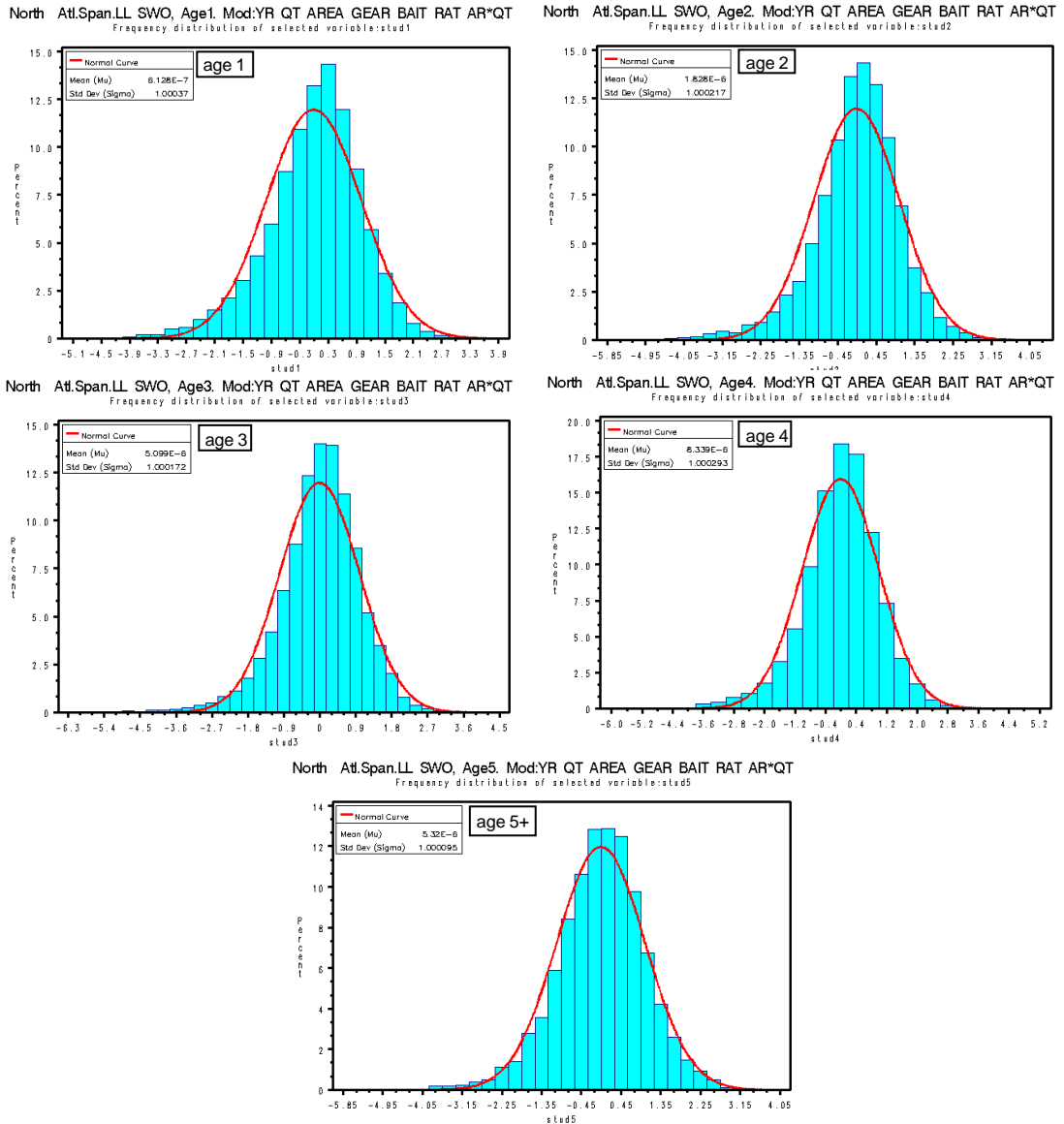
2002	0.6361	0.1728	27.1664	2.6904	1.9175	1.3666
2003	0.7031	0.1747	24.8503	2.8887	2.0510	1.4563
2004	0.4735	0.1769	37.3603	2.3067	1.6309	1.1531
2005	0.7312	0.1802	24.6448	3.0060	2.1116	1.4832
2006	0.6405	0.1855	28.9604	2.7765	1.9303	1.3420
2007	0.8818	0.1967	22.3113	3.6208	2.4623	1.6745
2008	1.1853	0.1921	16.2041	4.8560	3.3327	2.2872
2009	0.9234	0.1927	20.8622	3.7419	2.5651	1.7584
2010	0.8045	0.1850	22.9910	3.2678	2.2741	1.5826
2011	0.4331	0.1885	43.5125	2.2712	1.5697	1.0849

<b>Age 3</b>	<b>YR</b>	<b>LSMEAN</b>	<b>STDERR</b>	<b>CV%</b>	<b>UCPUEn</b>	<b>CPUEn</b>	<b>LCPUEn</b>
	1983	-0.1139	0.1661	145.7953	1.2528	0.9047	0.6533
	1984	-0.1368	0.1646	120.2997	1.2205	0.8840	0.6403
	1985	-0.0524	0.1625	310.1336	1.3223	0.9616	0.6993
	1986	-0.0016	0.1592	9765.6442	1.3813	1.0111	0.7401
	1987	0.2632	0.1630	61.9268	1.8149	1.3185	0.9579
	1988	0.0835	0.1584	189.6193	1.5015	1.1008	0.8071
	1989	0.0166	0.1587	957.2376	1.4053	1.0296	0.7544
	1990	0.2862	0.1587	55.4309	1.8401	1.3483	0.9879
	1991	0.3628	0.1583	43.6249	1.9849	1.4555	1.0673
	1992	0.2605	0.1579	60.6296	1.7906	1.3139	0.9641
	1993	0.1036	0.1580	152.5879	1.5308	1.1231	0.8239
	1994	-0.0543	0.1575	290.2893	1.3059	0.9590	0.7042
	1995	0.2546	0.1567	61.5484	1.7753	1.3059	0.9606
	1996	-0.0366	0.1568	428.0721	1.3270	0.9760	0.7178
	1997	-0.2445	0.1576	64.4540	1.0798	0.7929	0.5822
	1998	-0.1983	0.1576	79.4503	1.1308	0.8304	0.6098
	1999	0.1608	0.1588	98.7625	1.6237	1.1894	0.8712
	2000	0.4042	0.1594	39.4236	2.0735	1.5172	1.1102
	2001	0.3198	0.1591	49.7576	1.9045	1.3943	1.0208
	2002	0.1894	0.1588	83.8366	1.6709	1.2239	0.8965
	2003	0.2982	0.1606	53.8601	1.8698	1.3649	0.9963
	2004	-0.0085	0.1627	1922.6950	1.3821	1.0048	0.7305
	2005	0.0388	0.1656	426.9142	1.4580	1.0539	0.7618
	2006	-0.1225	0.1706	139.2443	1.2541	0.8976	0.6425
	2007	0.0412	0.1808	438.8835	1.5098	1.0592	0.7432
	2008	0.2190	0.1769	80.7773	1.7883	1.2644	0.8940
	2009	0.3865	0.1774	45.8977	2.1168	1.4951	1.0560
	2010	0.1053	0.1701	161.5881	1.5733	1.1272	0.8076
	2011	-0.0999	0.1736	173.7790	1.2911	0.9187	0.6537

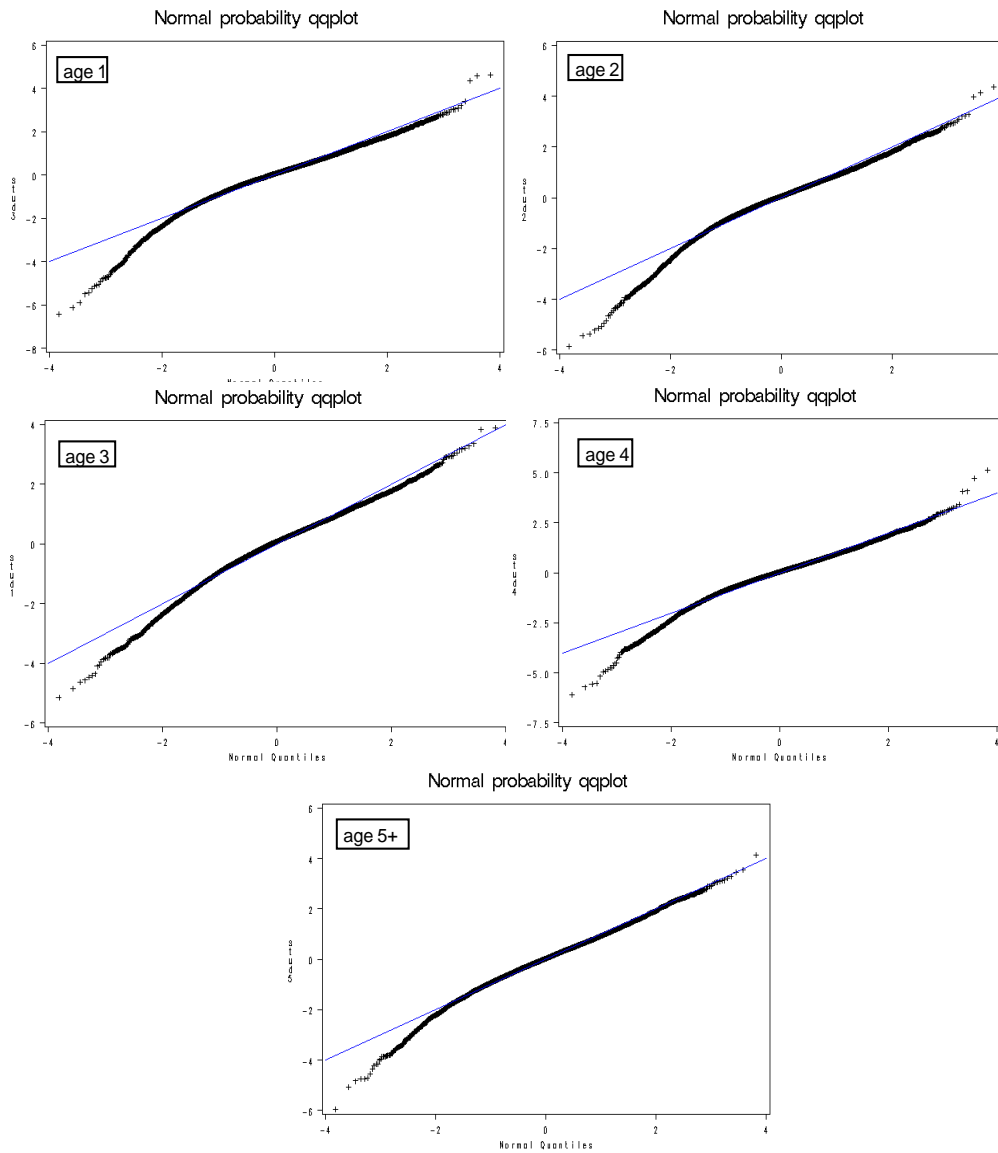
<b>Age 4</b>	<b>YR</b>	<b>LSMEAN</b>	<b>STDERR</b>	<b>CV%</b>	<b>UCPUEn</b>	<b>CPUEn</b>	<b>LCPUEn</b>
	1983	0.0413	0.1698	411.0412	1.4747	1.0573	0.7580
	1984	0.0570	0.1681	295.0851	1.4927	1.0737	0.7723
	1985	0.0764	0.1660	217.3168	1.5153	1.0944	0.7904
	1986	-0.0301	0.1626	540.8380	1.3524	0.9833	0.7149
	1987	0.1112	0.1666	149.7482	1.5707	1.1332	0.8176
	1988	-0.0876	0.1619	184.8367	1.2748	0.9282	0.6759
	1989	-0.1300	0.1622	124.8249	1.2228	0.8898	0.6474
	1990	-0.1101	0.1622	147.2399	1.2471	0.9076	0.6604
	1991	0.0706	0.1618	229.1035	1.4930	1.0873	0.7919
	1992	0.0967	0.1614	166.9080	1.5312	1.1160	0.8133
	1993	-0.1282	0.1615	126.0201	1.2232	0.8913	0.6494

1994	-0.2947	0.1610	54.6368	1.0345	0.7545	0.5503
1995	-0.1588	0.1602	100.8438	1.1828	0.8642	0.6314
1996	-0.3639	0.1603	44.0435	0.9638	0.7040	0.5142
1997	-0.5304	0.1612	30.3933	0.8176	0.5961	0.4346
1998	-0.6194	0.1612	26.0244	0.7479	0.5453	0.3976
1999	-0.4814	0.1625	33.7585	0.8610	0.6261	0.4553
2000	-0.1237	0.1629	131.6415	1.2322	0.8954	0.6507
2001	-0.3493	0.1628	46.6134	0.9832	0.7146	0.5193
2002	-0.3417	0.1625	47.5549	0.9900	0.7200	0.5236
2003	-0.1662	0.1642	98.7905	1.1842	0.8584	0.6222
2004	-0.3759	0.1663	44.2482	0.9646	0.6963	0.5026
2005	-0.6072	0.1697	27.9388	0.7708	0.5528	0.3964
2006	-0.6792	0.1747	25.7215	0.7251	0.5148	0.3656
2007	-0.7094	0.1848	26.0548	0.7189	0.5004	0.3484
2008	-0.5801	0.1821	31.3938	0.8134	0.5692	0.3984
2009	-0.3040	0.1816	59.7467	1.0709	0.7501	0.5255
2010	-0.7416	0.1742	23.4854	0.6804	0.4836	0.3438
2011	-0.5097	0.1778	34.8768	0.8646	0.6103	0.4307

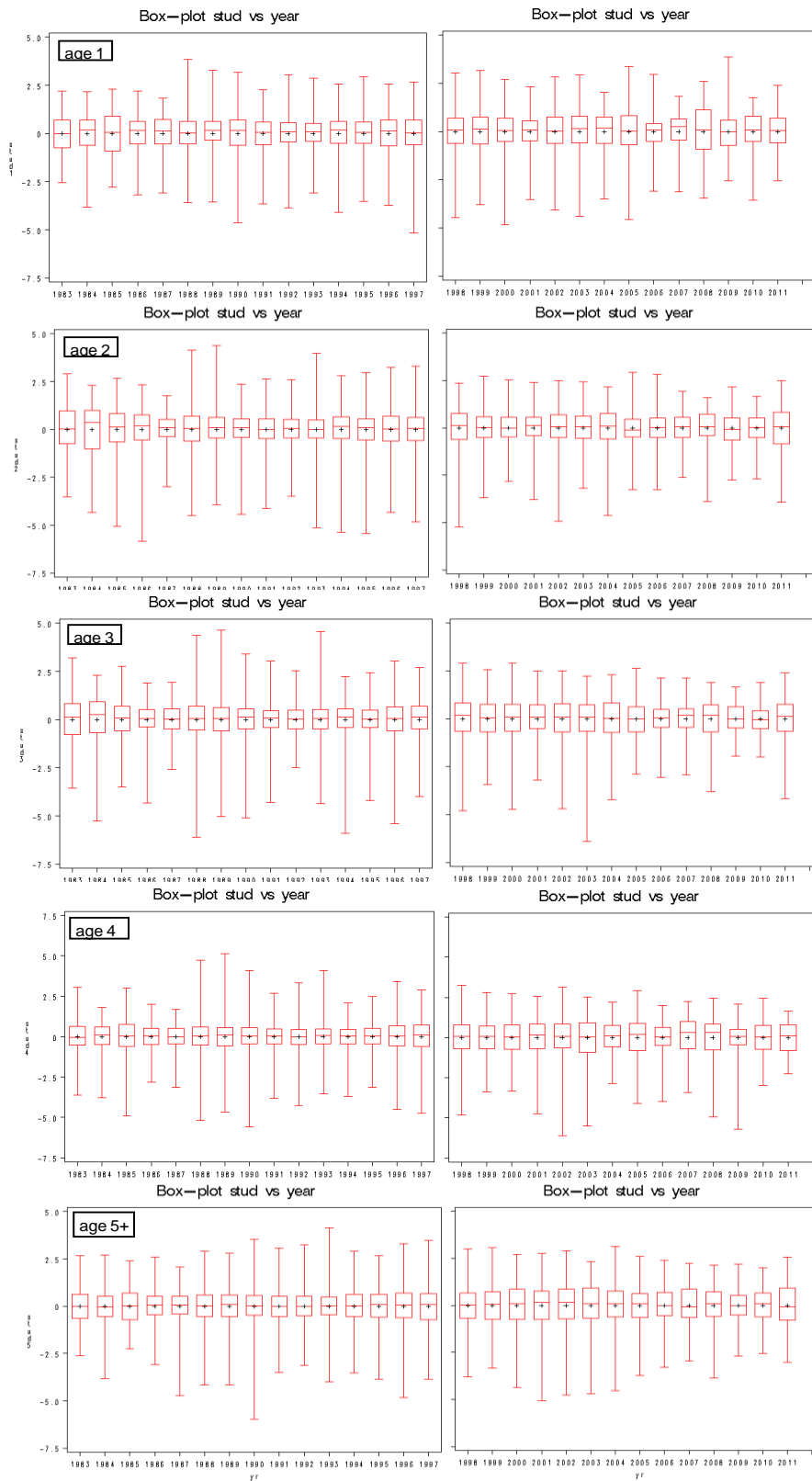
<b>Age 5+</b>	<b>YR</b>	<b>LSMEAN</b>	<b>STDERR</b>	<b>CV%</b>	<b>UCPUEn</b>	<b>CPUEn</b>	<b>LCPUEn</b>
	1983	0.1942	0.1807	93.0525	1.7588	1.2343	0.8662
	1984	0.2596	0.1790	68.9474	1.8708	1.3173	0.9276
	1985	0.1788	0.1768	98.8980	1.7176	1.2146	0.8589
	1986	0.0300	0.1732	576.7821	1.4687	1.0460	0.7450
	1987	0.0855	0.1774	207.3541	1.5665	1.1066	0.7817
	1988	-0.0989	0.1724	174.3577	1.2890	0.9194	0.6558
	1989	-0.1417	0.1727	121.9187	1.2359	0.8810	0.6280
	1990	-0.1955	0.1727	88.3557	1.1711	0.8348	0.5951
	1991	-0.0642	0.1722	268.0884	1.3340	0.9518	0.6791
	1992	0.0595	0.1719	288.8571	1.5085	1.0771	0.7691
	1993	-0.1096	0.1720	156.8406	1.2741	0.9095	0.6493
	1994	-0.2984	0.1715	57.4526	1.0537	0.7530	0.5381
	1995	-0.2521	0.1706	67.6595	1.1016	0.7885	0.5644
	1996	-0.4595	0.1708	37.1629	0.8956	0.6409	0.4586
	1997	-0.6544	0.1718	26.2466	0.7386	0.5275	0.3767
	1998	-0.6454	0.1719	26.6281	0.7454	0.5323	0.3801
	1999	-0.8326	0.1733	20.8136	0.6201	0.4415	0.3144
	2000	-0.2738	0.1735	63.3876	1.0848	0.7721	0.5495
	2001	-0.5370	0.1735	32.3066	0.8337	0.5934	0.4223
	2002	-0.4584	0.1733	37.8038	0.9015	0.6419	0.4570
	2003	-0.3283	0.1751	53.3445	1.0307	0.7313	0.5188
	2004	-0.4989	0.1773	35.5280	0.8730	0.6168	0.4358
	2005	-0.5761	0.1806	31.3413	0.8139	0.5713	0.4010
	2006	-0.6145	0.1864	30.3326	0.7931	0.5504	0.3819
	2007	-0.2322	0.1983	85.3938	1.1926	0.8085	0.5481
	2008	-0.3251	0.1933	59.4451	1.0750	0.7361	0.5040
	2009	-0.2402	0.1939	80.7137	1.1718	0.8014	0.5481
	2010	-0.6690	0.1861	27.8221	0.7506	0.5212	0.3619
	2011	-0.3861	0.1893	49.0429	1.0030	0.6920	0.4775



**Figure 1.** Normal fit and frequency distribution of the standardized residuals by age, years combined, obtained as diagnosis of the standardized CPUE in number of swordfish from the base case analysis of the North Atlantic stock for the period 1983-2011.

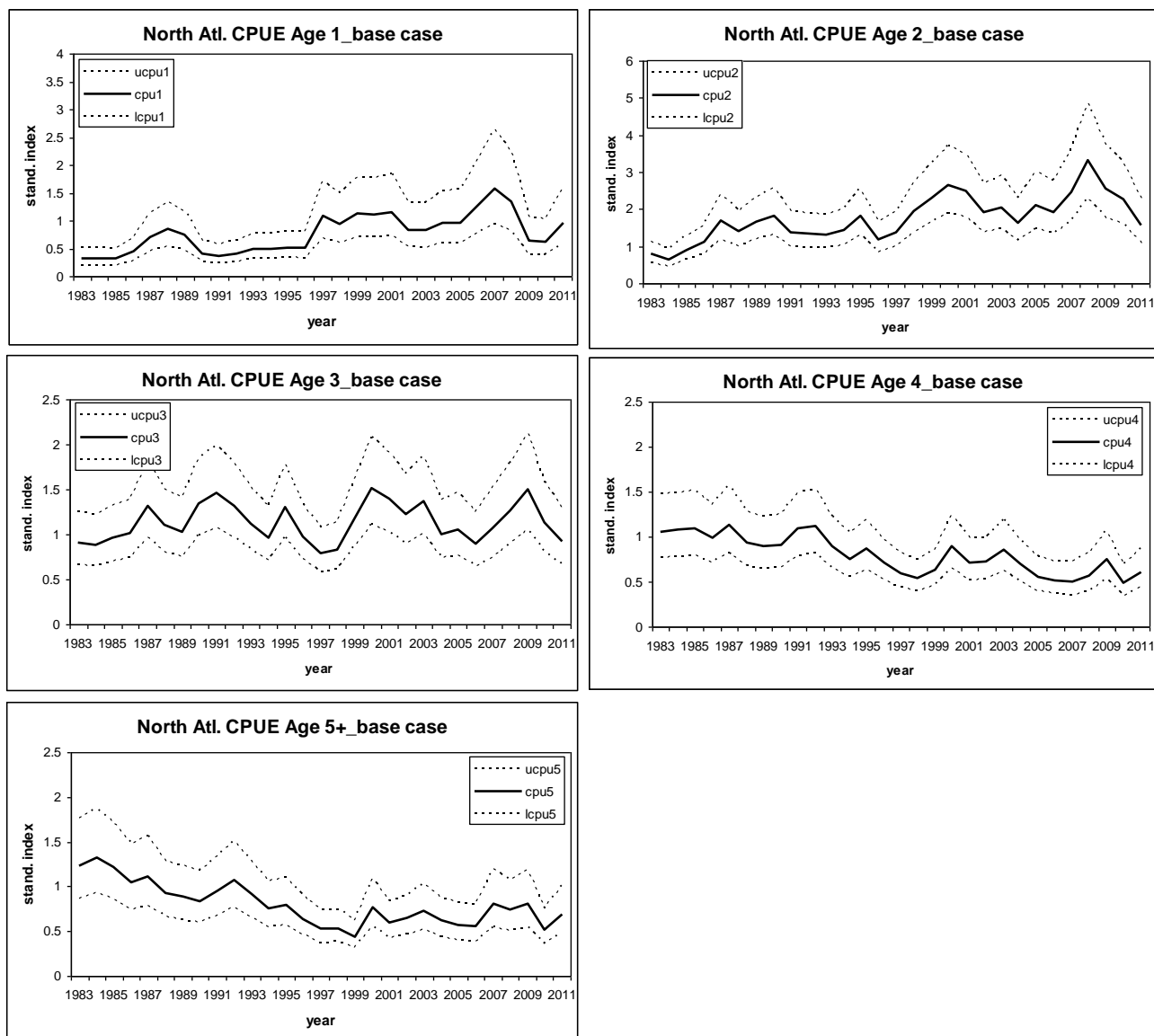


**Figure 2.** Normal probability qq-plot obtained by age of the GLM base case analysis for standardized CPUE in number of swordfish by age of the North Atlantic stock for the period 1983-2011.

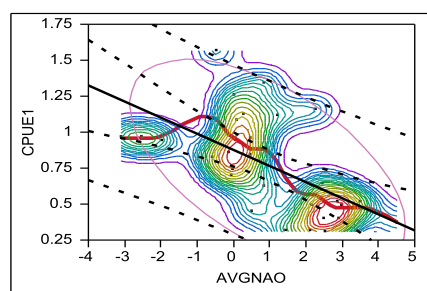


**Figure 3.** Variability box-plot of the standardized residuals by year obtained by age from the GLM base case analyses of the standardized CPUE in number of swordfish for North Atlantic stock during the period 1983-2011.





**Figure 4.** Annual change of the standardized catch rates in number of fish per thousand hooks for ages (1-5+) sex combined, and 95% confidence intervals obtained in the North Atlantic for the period 1983-2011.



**Figure 5.** Bivariate fit of standardized CPUE age 1 (year  $y$ ) vs. average of winter the NAO indices (years  $y-1$  and  $y-2$ ), including linear and smoothing spline fits, normal ellipse and nonparametric bivariate density plot. Smoothing Spline R-squared fit ( $\lambda=0.063096$ )= 0.463638. Linear R-squared fit= 0.3370 (F-Ratio=14.2346, Prob > F = 0.0008).

**PRELIMINARY STANDARDIZED CATCH RATES IN NUMBER OF FISH  
BY AGE FOR THE SOUTH ATLANTIC SWORDFISH (*XIPHIAS GLADIUS*)  
OF THE SPANISH LONGLINE FLEET, FOR THE PERIOD 1989-2011  
ASSUMING A TENTATIVE GROWTH MODEL**

Jaime Mejuto<sup>1</sup>, Ana Ramos-Cartelle<sup>1</sup> and Blanca García-Cortés<sup>1</sup>

*SUMMARY*

*Trials of standardized catch rates in number of fish by age were done using log-normal General Linear Modeling (GLM) from trips carried out by the Spanish surface longline fleet in the South Atlantic swordfish stock. Indices were developed for a 23 years period (1989-2011) for ages ranging from 1 to 5+, assuming the Gompertz's sex-combined growth model of the North Atlantic swordfish as a proxy for ageing the size data per trip. The criteria used to define areas, time periods and models were similar to those used to develop the biomass index, including information such as gear style, a target variable and bait type. The models explained between 29% and 66% of the CPUE variability. Despite the growth assumptions used, the trials show significant diagnoses and quite stable trend over time of the standardized CPUEs by age obtained.*

*RÉSUMÉ*

*Des essais de taux de capture standardisés en nombre de poissons par âge ont été réalisés à l'aide de la modélisation linéaire généralisée log-normale (GLM) obtenus des sorties réalisées par la flottille palangrière de surface espagnole pêchant l'espadon de l'Atlantique Sud. Des indices ont été élaborés pour une période de 23 ans (1989-2011) pour des âges allant de 1 à 5+, en postulant un modèle de croissance de sexe combiné de Gompertz pour l'espadon de l'Atlantique Nord comme indice approchant pour déterminer l'âge d'après les données de taille par sortie. Les critères utilisés pour définir les zones, les périodes temporelles et les modèles étaient similaires à ceux utilisés pour élaborer l'indice de la biomasse, y compris l'information comme le style de l'engin, une variable cible et le type d'appât. Les modèles expliquaient entre 29% et 66% de la variabilité de la CPUE. En dépit des postulats de croissance utilisés, les essais ont fait apparaître d'importants diagnostics et une tendance assez stable dans le temps des CPUE standardisées par âge qui avaient été obtenues.*

*RESUMEN*

*Se ensayaron tasas de captura normalizadas en número de peces por edad mediante Modelos Lineales Generalizados (GLM) del tipo log-normal a partir de mareas individualizadas realizadas por la flota española de palangre de superficie de pez espada en el stock del Atlántico sur. Los índices fueron desarrollados para un periodo de 23 años (1989-2011) para las edades entre 1 y 5+ años asumiendo como una aproximación un modelo de crecimiento tipo Gompertz (sexo-combinado) para convertir los muestreos de talla por marea en edades. El criterio usado para definir las áreas, los periodos temporales y los modelos fue similar al aplicado para obtener un índice en biomasa, incluyendo también el estilo de arte de pesca, una variable de direccionamiento y el tipo de cebo. Los modelos significativos explicaron entre el 29% y el 66% de la variabilidad de la CPUE. Pese a las supuestos de crecimiento utilizados, los ensayos mostraron diagnósticos significativos y una tendencia bastantes estable de las CPUE por edad obtenidas para ese periodo.*

*KEYWORDS*

*Swordfish, Age specific CPUE, GLM, Longline*

---

<sup>1</sup> Instituto Español de Oceanografía. P.O. Box 130, 15080 A Coruña. Spain; tunidos.corunha@co.ieo.es

## 1. Introduction

Recent studies have pointed out that the research effort on the South Atlantic swordfish stock has generally been scarcer and poorer than for the northern stock. The historical differences between the driven research for decades are obvious, reaching the conclusion that *'It could be argued that the greater investment in research has had tangible impact on the quality of the assessment advice'* (Neilson *et al.* 2013). Several historical factors have affected both applied research efforts on each of these stocks of Atlantic swordfish and also within each stock unit.

The history of the commercial North and South Atlantic fisheries is different, which has conditioned the means provided by the respective countries during each historical period, not necessarily proportional to the importance of each fishery. The most important commercial swordfish fisheries in the Atlantic have carried out their activity for several decades since the nineteenth century in the NW Atlantic regions, performing pioneering research efforts during those periods. The Canadian swordfish harpoon fishery began commercially in the late 1880s using sailing vessels. Historical references on studies of swordfish in the Atlantic NW have been documented at least since the nineteenth century (Goode 1883). Research was very stimulated from the sixties-seventies of the twentieth century, first on harpoon fisheries that were initially dominant in the NW Atlantic and later on longline fisheries that became more prevalent in levels of capture and their geographic and temporal distribution since the 1960s. Some descriptions about growth of the North Atlantic swordfish were suggested from at least 1922 onwards, but most studies using hard parts were developed from the middle of the twentieth century and especially during later decades (Palko *et al.* 1981, Berkeley and Houde 1983) later updated by several authors (see Neilson *et al.* 2013 for details). The development and expansion of fisheries in the NE Atlantic occurred mostly during the eighties of the twenty century. Investigations began after the end of the seventies leveraging this development and geographical expansion of the fishery in the NE Atlantic areas.

The development of the swordfish commercial fishery in the South Atlantic stock is relatively more recent. The ICCAT historical catch records date from at least 1950, but the highest fishing intensity and geographical expansion of targeted oceanic fisheries has occurred since the mid-eighties and especially during the nineties of the last century. The means provided for research has been uneven compared to those historically used for NW regions. Tangible examples of some deficiencies in research could point out, among others, the lack of conventional tagging programs with enough historical projection -in the NW Atlantic they were initiated in mid of twentieth century- and the lack of studies on some basic biological parameters such as growth and comprehensive studies on stock structure, etc. The high uncertainty caused by these gaps in research has led to more precautionary recommendations on allowable catch levels. One additional element to be considered as limiting is the historical lack of ICCAT research programs on swordfish that contribute to encourage studies on this species, unlike with many other ICCAT species such as albacore, skipjack, billfish, bluefin tuna, bigeye tuna, etc. Research efforts on swordfish frequently have had little means in the vast majority of countries. Yet despite this, the diagnosis of SCRS about the quality of the basic fishery data available was regularly more favorable than for many other ICCAT species.

This paper, while being aware of these limitations of existing research, is an exercise to tentatively explore indicators of "abundance" in numbers of fish by age for the South Atlantic swordfish stock. However, due to the lack of a growth model for this stock, two concatenate premises have been taken: (1) No substantial differences would be expected between growth rates of the North and South swordfish management stocks because it is a cosmopolitan species of wide geographical distribution-mixing in the Atlantic. (2) The growth model for North Atlantic swordfish for combined sexes obtained from tagging-recapture could be assumed as a tentative approximation also applicable to the South Atlantic stock.

## 2. Material and methods

The trip-size data used were obtained during a period of 23 years (1989-2011) from the Spanish longline fleet fishing on the South Atlantic swordfish stock. Data voluntarily provided for scientific purposes were recorded. The methods and specifications used in this paper aimed to be consistent as far as possible with previous analyses in biomass of the South Atlantic stock (Ramos-Cartelle *et al.* in press) and the methodology used for the North Atlantic age specific (Mejuto *et al.* in press). A brief summary is presented in this paper. Two important events have been considered: a) The introduction of monofilament gear style – the American style- and b) the change of the targeting criteria of the fleet related to the previous decades reported. The North Atlantic sex-combined Gompertz's type equation (Anon. 1989) was assumed as a proxy for the South Atlantic stock to obtain number of fish by age (ages 1 to 5+) from catch at size data per trip. The conversion from size into age was

carried out using software applying the "slicing" technique (Restrepo *pers. comm.*) updated on visual basic. Trips with size-sampling coverage below 85% of their catch in number were omitted from the analysis as also implemented for the base case run of the North Atlantic stock. Any substitution procedure of size information among trips was implemented in this analysis. The target variable "ratio" was defined for each trip as the percentage in weight of swordfish landed in relation to the swordfish and blue shark combined (Mejuto and De la Serna 2000, Ortiz 2010, Ortiz *et al.* 2010). The target variable was categorized into ten categories of 10% intervals. The temporal definition corresponding to "quarters" was: Q1 = January, February, March; Q2 = April, May, June; Q3 = July, August, September; Q4 = October, November and December. Two levels of gear styles were defined: 1= traditional multifilament mainline, 3= new monofilament. Three levels of bait types were considered: 1= mackerel, 6= squid and 9= other types or combinations (García-Cortés *et al.* in press, Mejuto *et al.* in press). The hypothetical boundary line between North and South Atlantic stocks was kept at 5°N latitude as assumed by the ICCAT. The spatial definition considered 5 areas as used in previous analyses in number and biomass age combined (Ramos-Cartelle *et al.* in press). The standardized log-normal CPUE analyses were performed using GLM procedures (SAS 9.2 *ver.*). The model was defined as:  $\text{LOG}(\text{CPUE}) = \mu + Y + Q + A + R + G + B + A*Q + e$ , where:  $\mu$  = overall mean, Y= effect year, Q= effect time (quarters), A= effect area, R= effect 'ratio', G= effect gear style, B= bait type, e= logarithm of the normally distributed error term.

### 3. Results and discussion

A total number of 4,328 trips were available from the period 1989-2011. **Table 1** is a summary of the ANOVA results obtained for age-specific analysis. The number of observations finally used, R-square, mean square error (root) and F-statistics for each age-class are provided. The model by age explained between 29%-66% of the CPUE variability. The scarcer availability of the ages 1 fish compared to other ages could explain the lower fit obtained for age 1. **Table 2** shows the estimated parameters obtained from the CPUE analyses in number of fish by age. The area and ratio are the most important factors for explaining the variability of the age 1 CPUE. The variable year and quarter seem to also be relatively important factors for age 1 suggesting that the inter-annual variability or the quarters play a moderate role. The ratio is the most important factor for explaining the CPUE variability of the other ages considered. The type III SS suggest a different ranking of the other factors for the different ages as would be expected in a species segregated by size-ages and targeted by fleets with extensive fishing experience. The bait factor was not significant for most ages or explained a negligible part of the CPUE variability. **Figures 1** and **2** represent the normal fit, the frequency distribution of the standardized residuals and the normal probability qq-plot diagnosis of the GLM run for standardized CPUE in number of swordfish by age. **Figure 3** presents the variability box-plot of the standardized residuals by year for each age. **Table 3** provides information on estimated parameters, their standard error, CVs%, standardized CPUE by age and upper and lower 95% confidence limits obtained. The mean standardized CPUE by age and their confidence intervals 95% are plotted (**Figure 4**). Additional information about the geographical coverage of this fishery can be found in Ramos-Cartelle *et al.* (in press.).

The results should be considered preliminary and conditional on assumed premises. In this type of analysis by age, it is especially important the likelihood of the growth model applied and the method used to convert lengths into ages. Both conditions are important in species with differential growth by sex and area-time segregation, as the process of "ageing" can produce inadequate catch at age matrices in relation to the true demographic structure of the population. It seems biologically plausible to expect that the growth rates of North and South Atlantic swordfish were not very different. Most studies conducted to date for the swordfish of the Atlantic and even from other oceans have not generally shown broad differences in growth estimations among authors (Esteves *et al.* 1995, Neilson *et al.* 2013). This similarity in the basic biological parameters is usually observed in the case of cosmopolitan highly migratory pelagic fish species evolutionary connected, with expected genetic population admixture beyond the stock management boundaries assumed and when samples used in the respective studies are equivalent and the methods of reading and interpretation of the hard parts -or tagging and recapture data- are standardized among authors. Despite these limitations, the trials show significant diagnoses and a relatively stable trend over time of the standardized CPUEs by age obtained for the analyzed period.

### Acknowledgments

The authors would like to give their deepest thanks to all the members of the team who were involved in recording, recovering, preparing and processing the scientific data of this fishery. Without the help of qualified people in data processing such as I. González-González this paper would not have been possible. We also thank the Spanish longline fleet for their invaluable collaboration.

## References

- Anon. 1989. Second ICCAT Swordfish Workshop. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 29: 71-162.
- Berkeley, S.A. and Houde, E.D. 1983. Age determination of broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, from the Straits of Florida, using anal fin spine sections. NOAA Tech. Rep., NMFS, 8: 137-143.
- Esteves, E., Simoes, P., Da Silva, H.M. and Andrade, J.P. 1995. Ageing of swordfish, *Xiphias gladius* Linnaeus, 1758, from the Azores, using sagittae, anal-fin spine and vertebrae. Life and Marine Sciences, 13A: 39-51.
- García-Cortés, B., Ramos-Cartelle, A. and Mejuto, J. in press. Standardized catch rates in biomass for North Atlantic stock of swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish surface longline fleet for the period 1986-2011. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, (SCRS/2013/105).
- Goode, G. B. (1883). Materials for a history of the swordfish. United States Commission of Fish and Fisheries, Part VIII, Report of Commissioner. 12: 1-98. Washington, DC: Government Printing Office.
- Mejuto, J. and De la Serna, J.M. 2000. Standardized catch rates by age and biomass for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-1998 and bias produced by changes in the fishing strategy. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 51 (5): 1387-1410.
- Mejuto, J., García-Cortés, B. and Ramos-Cartelle, A. in press. Standardized catch rates in number of fish by age for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) of the Spanish longline fleet, for the period 1983-2011. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, (SCRS/2013/107).
- Neilson, J., Arocha, F., Cass-Calay, S., Mejuto, J., Ortiz, M., Scott, G., Smith, C., Travassos, P., Tserpes, G. and Andrushchenko, I. 2013. The Recovery of Atlantic Swordfish: The Comparative Roles of the Regional Fisheries Management Organization and Species Biology, Reviews in Fisheries Science, 21:2, 59-97.
- Ortiz, M. 2010. Update of standardized catch rates by sex and age for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet 1981-2008. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 147-170.
- Ortiz, M., Mejuto, J., Paul, S., Yokawa, K., Neves, M. and Idrissi, M. 2010. An updated biomass index of abundance for North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*), for the period 1963-2008. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 171-184.
- Palko, B.J., Beardsley, G. and Richards, W.J. 1981. Synopsis of the biology of the swordfish, *Xiphias gladius* Linnaeus. National Oceanographic and Atmospheric Administration Technical Report. NOAA Tech. Rep., NMFS Circ., 441.
- Ramos-Cartelle, A., García-Cortés, B. and Mejuto, J. in press. Standardized catch rates in biomass for South Atlantic stock of swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1989-2011. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, (SCRS/2013/106).

**Table 1.** Summary of ANOVA base case analysis in number of fish by age in the South Atlantic stock: Number of observations, R- square, mean square error (root) and F-statistics for each age considered.

YEARS	AGE	#OBSERV.	R-Square	RMSE	F-STAT.
1989-2011	1	3341	0.294649	1.002720	25.91
1989-2011	2	4259	0.476567	0.641120	72.24
1989-2011	3	4318	0.613603	0.487930	127.76
1989-2011	4	4307	0.659962	0.498027	155.74
1989-2011	5+	4292	0.658340	0.538224	154.11

**Table 2.** Summary of ANOVA by factor for CPUE analysis, in number of swordfish by age for the South Atlantic stock for the 1989-2011 period.

YEARS	AGE	FACTOR	DF	Type III SS	M-Square	F-Value	Pr > F
1989-2011	1	yr	22	142.9713787	6.4986990	6.46	<.0001
1989-2011	1	qtr	3	141.8248439	47.2749480	47.02	<.0001
1989-2011	1	area	4	283.1073250	70.7768312	70.39	<.0001
1989-2011	1	gear	1	71.9852640	71.9852640	71.6	<.0001
1989-2011	1	bait	2	1.2547874	0.6273937	0.62	0.5359
1983-2011	1	ratio	9	207.1870945	23.0207883	22.9	<.0001
1983-2011	1	qtr*area	12	44.9501667	3.7458472	3.73	<.0001
1983-2011	2	yr	22	138.7306980	6.3059408	15.34	<.0001
1983-2011	2	qtr	3	223.4931530	74.4977177	181.24	<.0001
1983-2011	2	area	4	91.2315490	22.8078873	55.49	<.0001
1983-2011	2	gear	1	108.9153029	108.9153029	264.98	<.0001
1983-2011	2	bait	2	3.4428503	1.7214252	4.19	0.0152
1983-2011	2	ratio	9	521.5388142	57.9487571	140.98	<.0001
1983-2011	2	qtr*area	12	29.9449120	2.4954093	6.07	<.0001
1983-2011	3	yr	22	77.6793731	3.5308806	14.83	<.0001
1983-2011	3	qtr	3	21.1864861	7.0621620	29.66	<.0001
1983-2011	3	area	4	19.3574416	4.8393604	20.33	<.0001
1983-2011	3	gear	1	78.6619300	78.6619300	330.41	<.0001
1983-2011	3	bait	2	0.6758728	0.3379364	1.42	0.242
1983-2011	3	ratio	9	715.0941145	79.4549016	333.74	<.0001
1983-2011	3	qtr*area	12	25.7160887	2.1430074	9	<.0001
1983-2011	4	yr	22	49.5243779	2.2511081	9.08	<.0001
1983-2011	4	qtr	3	156.6961221	52.2320407	210.59	<.0001
1983-2011	4	area	4	22.4469325	5.6117331	22.63	<.0001
1983-2011	4	gear	1	54.2796583	54.2796583	218.84	<.0001
1983-2011	4	bait	2	1.1145584	0.5572792	2.25	0.1059
1983-2011	4	ratio	9	774.6711795	86.0745755	347.03	<.0001
1983-2011	4	qtr*area	12	57.8241918	4.8186827	19.43	<.0001
1983-2011	5+	yr	22	67.5787159	3.0717598	10.60	<.0001
1983-2011	5+	qtr	3	167.0027346	55.6675782	192.17	<.0001
1983-2011	5+	area	4	232.3430452	58.0857613	200.51	<.0001
1983-2011	5+	gear	1	41.4208387	41.4208387	142.99	<.0001
1983-2011	5+	bait	2	2.8323833	1.4161917	4.89	0.0076
1983-2011	5+	ratio	9	867.0526878	96.3391875	332.57	<.0001
1983-2011	5+	qtr*area	12	41.2670281	3.438919	11.87	<.0001

**Table 3.** - Estimated parameters (LSMEAN), standard error (STDERR), CV%, relative CPUE in number by age (CPUE<sub>n</sub>) and upper and lower 95% confidence limits (UCPUE<sub>n</sub>, LCPUE<sub>n</sub>) for the analysis of the South Atlantic stock for the years 1989-2011.

<b>Age 1</b>						
<b>YR</b>	<b>LSMEAN</b>	<b>STDERR</b>	<b>CV%</b>	<b>UCPUE<sub>n</sub></b>	<b>CPUE<sub>n</sub></b>	<b>LCPUE<sub>n</sub></b>
1989	-0.6297	0.2252	35.7678	0.8497	0.5464	0.3514
1990	-1.0546	0.2125	20.1487	0.5404	0.3563	0.2349
1991	-1.3777	0.1310	9.5097	0.3288	0.2543	0.1968
1992	-1.5267	0.1209	7.9196	0.2774	0.2188	0.1727
1993	-0.8688	0.0921	10.6025	0.5046	0.4213	0.3517
1994	-0.8597	0.0924	10.7490	0.5095	0.4251	0.3547
1995	-0.8306	0.0914	11.0005	0.5234	0.4376	0.3659
1996	-0.7204	0.0881	12.2310	0.5805	0.4885	0.4110
1997	-0.6559	0.0779	11.8690	0.6064	0.5206	0.4469
1998	-0.9417	0.0832	8.8295	0.4606	0.3913	0.3325
1999	-0.9362	0.0851	9.0853	0.4649	0.3935	0.3331
2000	-0.3919	0.0949	24.2052	0.8175	0.6788	0.5637
2001	-0.6287	0.0847	13.4750	0.6319	0.5352	0.4533
2002	-0.6299	0.0902	14.3193	0.6383	0.5349	0.4482
2003	-0.8231	0.0894	10.8561	0.5252	0.4408	0.3700
2004	-0.4714	0.1113	23.6174	0.7812	0.6280	0.5049
2005	-0.6838	0.1271	18.5881	0.6528	0.5088	0.3966
2006	-0.6055	0.1155	19.0676	0.6890	0.5494	0.4382
2007	-0.4293	0.1592	37.0891	0.9007	0.6593	0.4826
2008	-0.9643	0.1281	13.2860	0.4941	0.3844	0.2991
2009	-0.4067	0.1520	37.3663	0.9073	0.6736	0.5001
2010	-1.0208	0.1467	14.3728	0.4856	0.3642	0.2732
2011	-0.3526	0.1389	39.3930	0.9317	0.7097	0.5406
<b>Age 2</b>						
<b>YR</b>	<b>LSMEAN</b>	<b>STDERR</b>	<b>CV%</b>	<b>UCPUE<sub>n</sub></b>	<b>CPUE<sub>n</sub></b>	<b>LCPUE<sub>n</sub></b>
1989	0.3826	0.1390	36.3280	1.9438	1.4803	1.1273
1990	-0.2799	0.1272	45.4344	0.9777	0.7620	0.5939
1991	-0.0980	0.0757	77.1781	1.0546	0.9092	0.7839
1992	-0.2122	0.0644	30.3549	0.9196	0.8105	0.7144
1993	-0.3818	0.0518	13.5673	0.7566	0.6836	0.6176
1994	0.1202	0.0520	43.2244	1.2503	1.1293	1.0199
1995	0.1737	0.0516	29.7288	1.3181	1.1913	1.0766
1996	0.1627	0.0506	31.1201	1.3010	1.1782	1.0669
1997	0.2377	0.0440	18.5134	1.3840	1.2696	1.1647
1998	0.3492	0.0458	13.1035	1.5527	1.4195	1.2977
1999	0.1331	0.0481	36.1635	1.2568	1.1437	1.0407
2000	0.2573	0.0525	20.4159	1.4357	1.2952	1.1685
2001	0.4315	0.0471	10.9157	1.6903	1.5413	1.4053
2002	0.1520	0.0490	32.2589	1.2832	1.1656	1.0588
2003	0.2737	0.0516	18.8564	1.4567	1.3166	1.1899
2004	0.1345	0.0579	43.0314	1.2834	1.1458	1.0230
2005	0.4053	0.0669	16.5088	1.7138	1.5031	1.3184
2006	0.1102	0.0671	60.8636	1.2763	1.1191	0.9812
2007	0.5074	0.0832	16.3953	1.9619	1.6667	1.4160
2008	0.3349	0.0705	21.0404	1.6088	1.4013	1.2205
2009	0.2101	0.0681	32.4353	1.4133	1.2366	1.0820
2010	0.4505	0.0750	16.6589	1.8228	1.5735	1.3582
2011	0.1718	0.0722	42.0189	1.3714	1.1905	1.0335

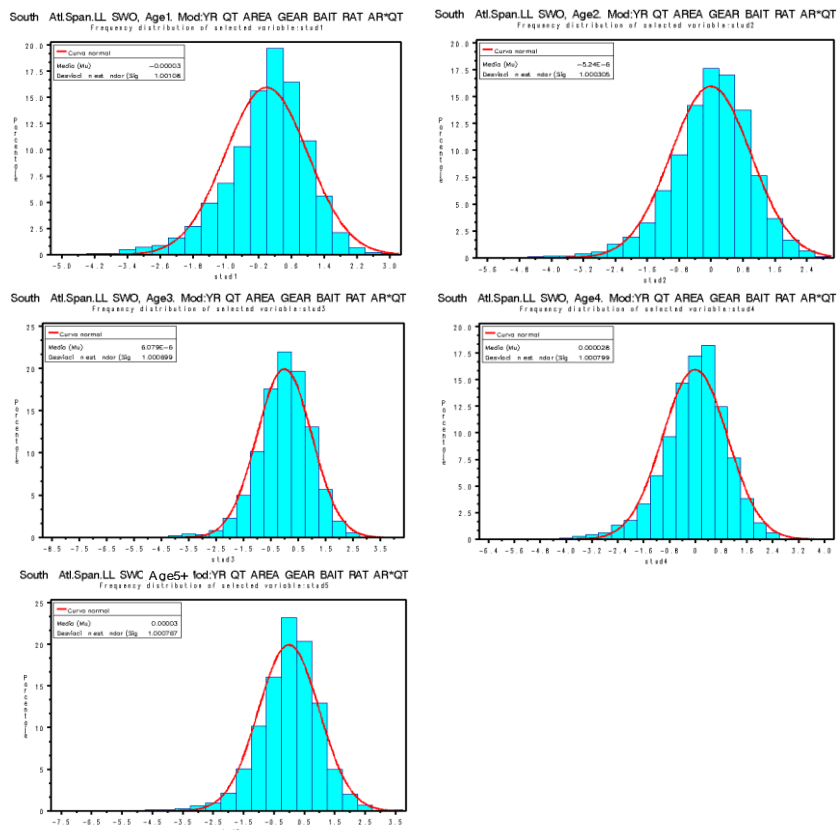
Table 3 (cont.)

<b>Age 3</b>						
<b>YR</b>	<b>LSMEAN</b>	<b>STDERR</b>	<b>CV%</b>	<b>UCPUEn</b>	<b>CPUEn</b>	<b>LCPUEn</b>
1989	0.4903	0.1057	21.5510	2.0197	1.6419	1.3348
1990	0.5866	0.0968	16.4962	2.1836	1.8063	1.4943
1991	0.5669	0.0572	10.0972	1.9753	1.7657	1.5783
1992	0.3250	0.0488	15.0272	1.5249	1.3857	1.2592
1993	0.2118	0.0390	18.3991	1.3349	1.2368	1.1458
1994	0.4375	0.0394	8.9993	1.6743	1.5500	1.4349
1995	0.6971	0.0391	5.6135	2.1696	2.0094	1.8611
1996	0.5335	0.0383	7.1699	1.8389	1.7061	1.5829
1997	0.4330	0.0333	7.6852	1.6468	1.5428	1.4454
1998	0.6463	0.0347	5.3735	2.0442	1.9097	1.7840
1999	0.6550	0.0366	5.5814	2.0696	1.9265	1.7933
2000	0.7979	0.0400	5.0145	2.4039	2.2226	2.0550
2001	0.6755	0.0355	5.2571	2.1079	1.9662	1.8340
2002	0.4800	0.0375	7.8014	1.7405	1.6173	1.5028
2003	0.5834	0.0383	6.5718	1.9334	1.7934	1.6636
2004	0.7464	0.0434	5.8188	2.2989	2.1114	1.9391
2005	0.7553	0.0509	6.7361	2.3545	2.1311	1.9288
2006	0.8100	0.0509	6.2887	2.4872	2.2509	2.0370
2007	0.5405	0.0633	11.7026	1.9473	1.7203	1.5197
2008	0.7345	0.0536	7.2961	2.3186	2.0874	1.8793
2009	0.8052	0.0498	6.1788	2.4693	2.2399	2.0318
2010	0.6773	0.0568	8.3787	2.2037	1.9718	1.7642
2011	0.7051	0.0536	7.5959	2.2514	2.0270	1.8250
<b>Age 4</b>						
<b>YR</b>	<b>LSMEAN</b>	<b>STDERR</b>	<b>CV%</b>	<b>UCPUEn</b>	<b>CPUEn</b>	<b>LCPUEn</b>
1989	0.2710	0.1079	39.8022	1.6296	1.3190	1.0676
1990	0.5197	0.0988	19.0124	2.0507	1.6897	1.3922
1991	0.3863	0.0585	15.1371	1.6530	1.4740	1.3144
1992	0.2439	0.0499	20.4567	1.4092	1.2779	1.1588
1993	0.1278	0.0399	31.2050	1.2297	1.1372	1.0517
1994	0.1997	0.0403	20.1522	1.3224	1.2221	1.1294
1995	0.3690	0.0400	10.8416	1.5656	1.4475	1.3383
1996	0.2674	0.0392	14.6554	1.4120	1.3076	1.2109
1997	0.0673	0.0341	50.6320	1.1441	1.0702	1.0011
1998	0.1106	0.0355	32.0918	1.1982	1.1177	1.0426
1999	0.2717	0.0373	13.7426	1.4128	1.3131	1.2204
2000	0.4052	0.0410	10.1076	1.6264	1.5009	1.3851
2001	0.2746	0.0364	13.2542	1.4143	1.3169	1.2262
2002	0.1956	0.0383	19.6052	1.3119	1.2169	1.1288
2003	0.0759	0.0392	51.6405	1.1659	1.0797	0.9998
2004	0.2555	0.0445	17.4024	1.4101	1.2924	1.1846
2005	0.2683	0.0522	19.4595	1.4505	1.3095	1.1821
2006	0.4548	0.0520	11.4387	1.7473	1.5779	1.4250
2007	0.1972	0.0646	32.7400	1.3852	1.2205	1.0754
2008	0.0984	0.0547	55.6086	1.2302	1.1051	0.9927
2009	0.2784	0.0508	18.2458	1.4612	1.3227	1.1974
2010	0.1697	0.0579	34.1366	1.3297	1.1870	1.0596
2011	0.1128	0.0547	48.4754	1.2480	1.1211	1.0071

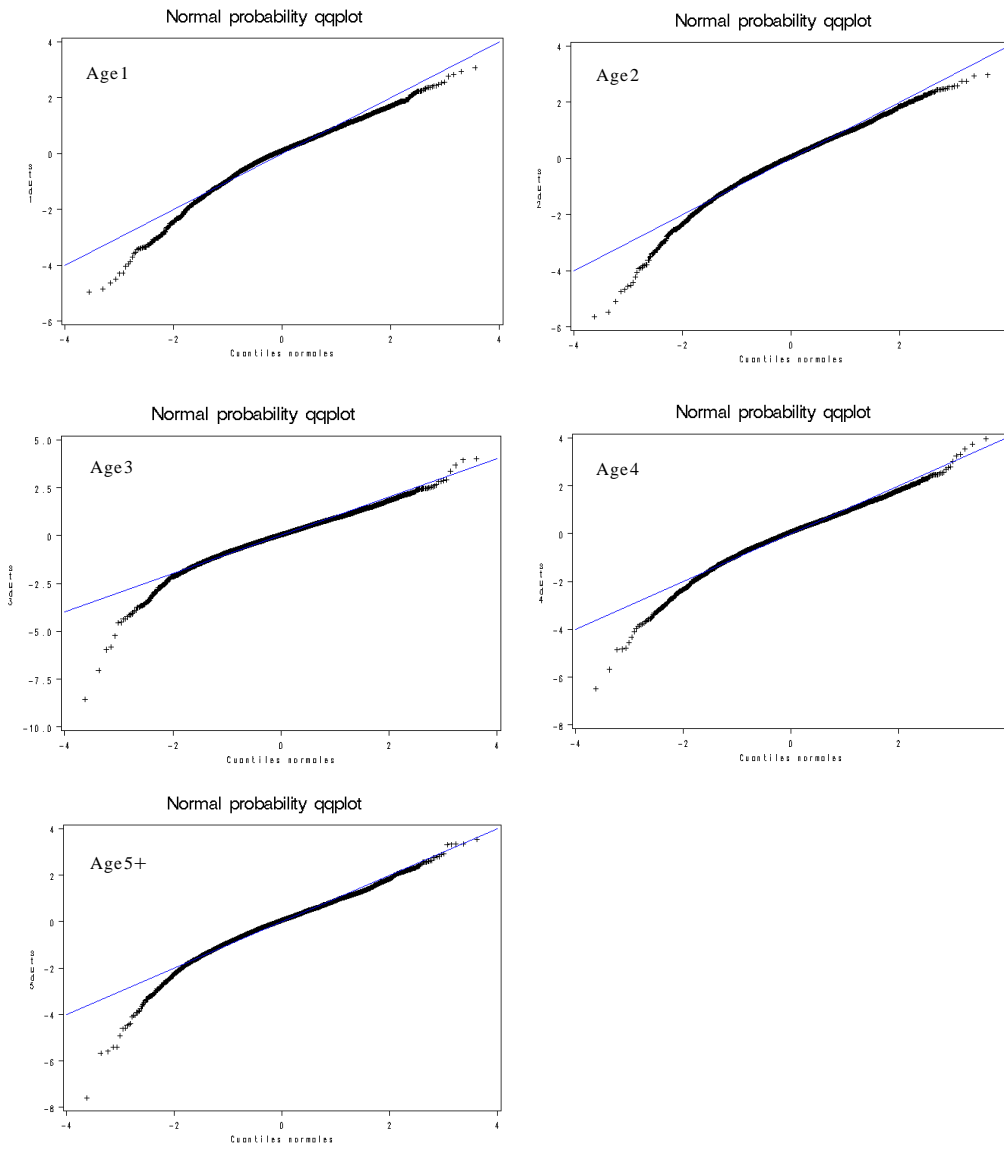


**Table 3 (cont.) Age 5+**

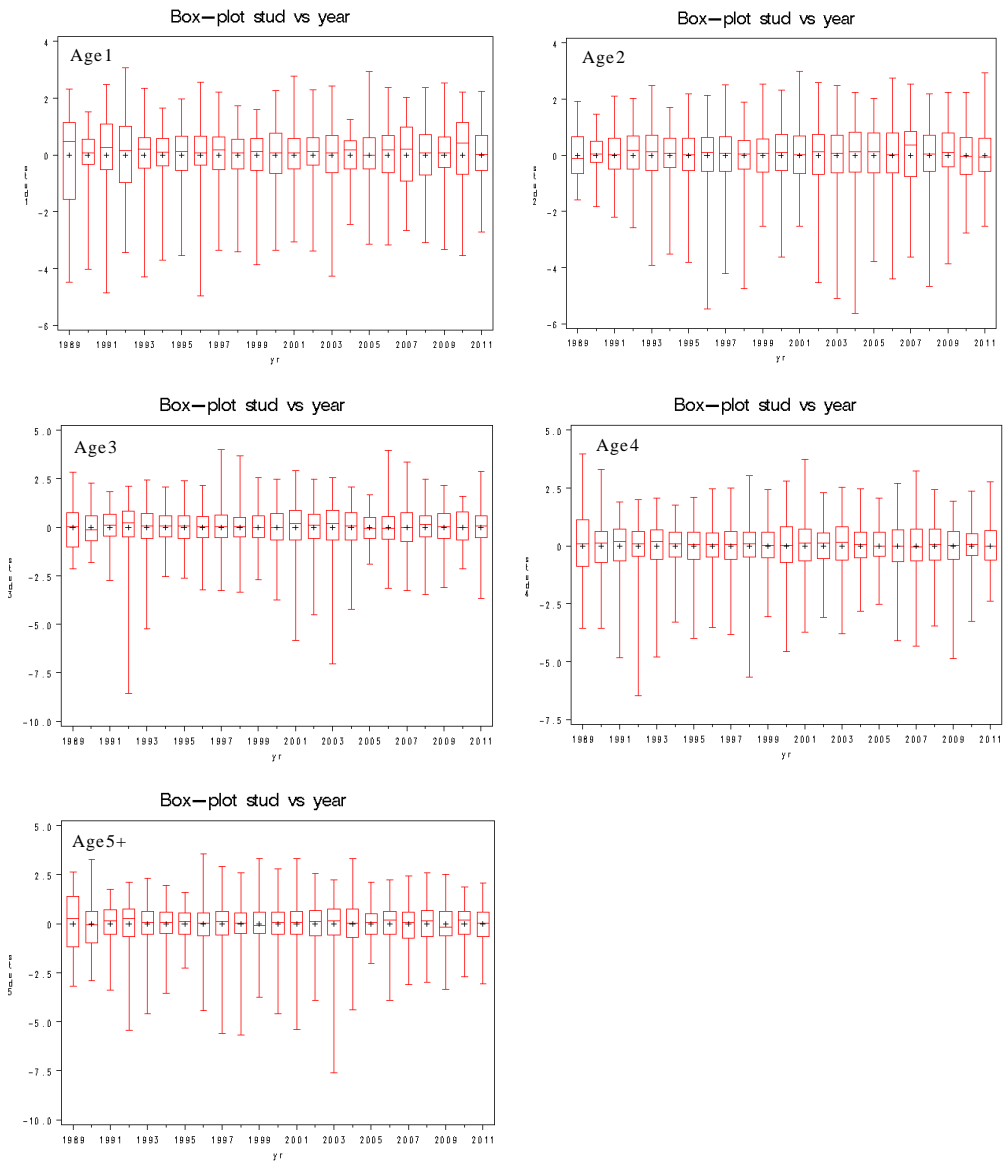
YR	LSMEAN	STDERR	CV%	UCPUEn	CPUEn	LCPUEn
1989	-0.1606	0.1166	72.5903	1.0776	0.8574	0.6823
1990	0.6089	0.1068	17.5327	2.2793	1.8490	1.4999
1991	0.4853	0.0632	13.0200	1.8426	1.6280	1.4383
1992	0.4276	0.0539	12.6114	1.7069	1.5357	1.3817
1993	0.4146	0.0430	10.3797	1.6485	1.5151	1.3926
1994	0.4070	0.0435	10.6784	1.6374	1.5037	1.3809
1995	0.4116	0.0432	10.5021	1.6443	1.5107	1.3880
1996	0.2763	0.0423	15.2919	1.4333	1.3194	1.2146
1997	0.2735	0.0368	13.4494	1.4138	1.3154	1.2239
1998	0.1541	0.0384	24.9059	1.2587	1.1675	1.0829
1999	0.2825	0.0404	14.2872	1.4368	1.3275	1.2266
2000	0.5566	0.0443	7.9499	1.9047	1.7465	1.6014
2001	0.4680	0.0395	8.4396	1.7267	1.5981	1.4791
2002	0.4980	0.0415	8.3298	1.7863	1.6468	1.5182
2003	0.1843	0.0424	23.0085	1.3077	1.2034	1.1075
2004	0.0639	0.0485	75.8448	1.1737	1.0673	0.9705
2005	0.3364	0.0564	16.7524	1.5659	1.4022	1.2555
2006	0.2961	0.0564	19.0457	1.5042	1.3468	1.2058
2007	0.2683	0.0709	26.4264	1.5066	1.3111	1.1410
2008	0.1739	0.0592	34.0118	1.3386	1.1920	1.0616
2009	0.4625	0.0551	11.9019	1.7717	1.5905	1.4278
2010	0.2381	0.0626	26.2871	1.4374	1.2714	1.1246
2011	0.2145	0.0594	27.6685	1.3946	1.2415	1.1051



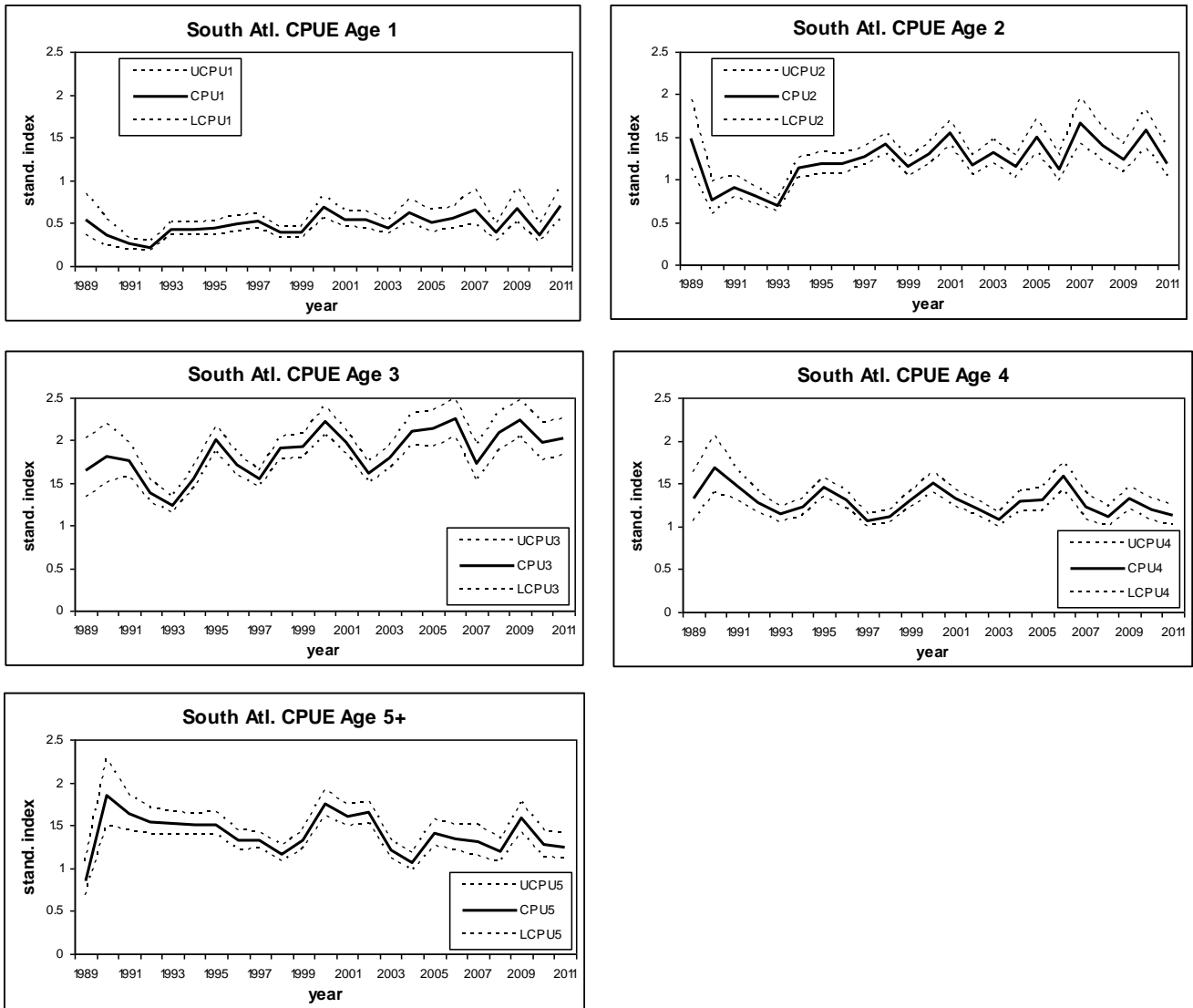
**Figure 1.** Normal fit and frequency distribution of the standardized residuals obtained as diagnosis of the standardized CPUE in number of swordfish by age, years combined, from the analysis of the South Atlantic stock for the period 1989-2011.



**Figure 2.** Normal probability qq-plot obtained by age of the GLM base case analysis for standardized CPUE in number of swordfish by age of the South Atlantic stock for the period 1989-2011.



**Figure 3.** Variability box-plot of the standardized residuals by year obtained by age from the GLM analyses of the standardized CPUE in number by age of swordfish for South Atlantic stock during the period 1989-2011.



**Figure 4.** Annual change of the standardized catch rates in number of fish per thousand hooks for ages (1-5+) sex combined, and 95% confidence intervals obtained in the South Atlantic for the period 1989-2011.

## CPUE STANDARDIZATION OF THE SOUTH ATLANTIC SWORDFISH CAUGHT BY JAPANESE LONGLINERS FOR 1990 – 2012

Mikihiko Kai<sup>1</sup> and Kotaro Yokawa<sup>1</sup>

### SUMMARY

*CPUE of the South Atlantic swordfish caught by Japanese longliners is standardized in the period between 1990 and 2012 using the similar GLM method to the previous analysis except for the area stratification and gear configuration. Fishing area was separated into six subareas using new area stratification method, GLM-tree which is a simulation method to partition the fishing area. Gear configuration, the number of branch lines between floats, is simply classified into shallower sets and deeper sets to include the effect of some interaction terms in relation to gear. The general trends of standardized CPUEs were similar between the model with and without new area stratification. The CPUEs in the 1990s with the new method were slightly lower than that with the old method, while the CPUEs in the late 2000s with the new method were conversely higher. The standardized CPUE reached to the historical low level in the early 2000s and it gradually has been increasing since 2005. These results suggest that the adult stock size in the south Atlantic would be recovering in recent years.*

### RÉSUMÉ

*La CPUE de l'espadon de l'Atlantique Sud capturé par les palangriers japonais est standardisée pour la période courant de 1990 à 2012 en utilisant la méthode GLM similaire à celle des analyses précédentes, sauf en ce qui concerne la stratification spatiale et la configuration des engins. La zone de pêche a été divisée en six sous-zones en utilisant une nouvelle méthode de stratification spatiale, arbre-GLM qui est une méthode de simulation visant à diviser la zone de pêche. La configuration des engins, le nombre d'avançons entre les flotteurs, est simplement classée en opérations en eaux superficielles et opérations en eaux profondes afin d'inclure l'effet de quelques termes d'interaction par rapport à l'engin. Les tendances générales des CPUE standardisées étaient similaires entre le modèle doté de la nouvelle stratification spatiale et celui qui en était dépourvu. Avec la nouvelle méthode, les CPUE dans les années 90 étaient légèrement plus faibles que celles avec l'ancienne méthode, tandis qu'avec la nouvelle méthode les CPUE à la fin des années 2000 étaient en revanche plus élevées. La CPUE standardisée a atteint un faible niveau historique au début des années 2000 et elle est en progression depuis 2005. Ces résultats suggèrent que la taille du stock adulte dans l'Atlantique Sud est en train de se rétablir au cours de ces dernières années.*

### RESUMEN

*Se estandariza la CPUE del pez espada del Atlántico sur capturado por los palangreros japoneses en el periodo entre 1990 y 2012 usando un método GLM similar al anterior análisis excepto por la estratificación del área y la configuración del arte. La zona de pesca fue separada en seis subáreas utilizando un nuevo método de estratificación del área, un GLM-árbol que es un método de simulación para dividir el área de pesca. La configuración del arte, el número de brazoladas entre flotadores, se clasifica en lances más superficiales y lances más profundos para incluir el efecto de algunos términos de interacción en relación con el arte. Las tendencias generales de las CPUE estandarizadas eran similares entre el modelo con y sin nueva estratificación de área. Las CPUE en los 90 con el nuevo método eran ligeramente inferiores a las realizadas con el antiguo método, mientras que las CPUE de finales de la primera década del 2000 eran, por el contrario, mayores con el nuevo método. La CPUE estandarizada alcanzó el nivel histórico más bajo a principios de los 2000 y ha ido aumentando gradualmente desde 2005. Estos resultados sugieren que el tamaño del stock adulto en el Atlántico sur estaría recuperándose en años recientes.*

### KEYWORDS

*South Atlantic swordfish, Xiphias gladius, Longline, CPUE, GLMtree*

<sup>1</sup> National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka 4248633, Japan; kaim@affrc.go.jp; yukiot@affrc.go.jp

## 1. Introduction

South Atlantic swordfish, *Xiphias gladius*, is one of the important species for Japanese fishermen and is caught by Japanese longliners as the bycatch. Accurate estimation of the abundance indices is difficult due to the bycatch as well as discards and releases (Yokawa and Kai 2013). In the previous paper (Yokawa 2009), the catch per unit effort (CPUE) of the south Atlantic swordfish caught by Japanese longliners in the period between 1975 and 2007 were standardized using traditional GLM method. For example, the area stratification was given arbitrarily. The objectives of this paper are; (1) to update the standardization of CPUE for the stock assessment of South Atlantic swordfish; (2) to improve the analyzing method such as an area stratification method. We focused on the data after 1989 in order to avoid the missing data in consideration of the interaction effects between main factors such as year, quarter, area, and gear configuration.

## 2. Material and methods

South Atlantic swordfish catch (catch in number) and effort (number of hooks) data for 1990-2012 were used to update the previous study (Yokawa 2009). In order to carry out the appropriate separation of the area, different area stratification method ("new method") was applied using GLM-tree (Ichinokawa and Broziak 2010), which is a simulation method to separate the area into some subareas objectively. Gear configuration of the number of the branch lines between floats (HPB; hooks per basket) was simply classified into shallower sets ( $12 > \text{HPB} \geq 5$ ) and deeper sets ( $31 > \text{HPB} \geq 12$ ) gears to include the effect of some interaction terms in relation to gear. The other shallower and deeper sets were removed.

Swordfish CPUE ( $\text{CPUE}_{ijk}$ , where catch had units of number of swordfish per 1000 hooks in year  $i$ , quarter  $j$ , area  $k$ , and gear configuration  $l$ ) was standardized using GLMs with a lognormal error distribution. Explanatory variables for the GLMs included year (YR), quarter (QT), area (AR), and gear configuration (GE) with some interaction terms (INTER) between YR\*QT, YR\*GE, and GE\*AR :

$$\ln(\text{CPUE}_{ijkl} + \text{const}) = (\text{YR}_i) + (\text{QT}_j) + (\text{AR}_k) + (\text{GE}_l) + (\text{INTER})$$

A constant term (const) was added to the observed  $\text{CPUE}_{ijkl}$  in order to rescale the value of zero catches, where 10% of minimum nominal CPUE was given. The interaction term between year and area was not employed due to a lot of missing data. The GLM analysis was made using computer software, "SAS Ver. 9.3".

## 3. Results and Discussions

Since it was difficult to determine the optimal number of areas using GLM-tree algorithm based on the AIC criteria, which was one way decreasing trend (**Figure 1**), we gave the same number of areas (i.e. six areas) as that in the previous study (Yokawa 2009). Ichinokawa and Brodziak (2010) suggested that strict optimization until AIC minimum may not always be needed to derive robust estimates of abundance indices, from a practical point of view. **Figure 2** shows the increasing number of areas created by the boundaries selected by the GLM-tree algorithm. The new method produced different area stratification from the old area stratification (**Figure 2**).

**Table 1** shows ANOVA table for the model with and without new area stratification. The values of R-square and AIC criteria indicated that the fitting of the model with new area stratification method was better than that with old area stratification method. This result means that the fitting of new method was better than that of old method.

The general trends of standardized CPUEs of the south Atlantic swordfish stock were similar between the model with and without new area stratification (**Table 2, Figure 3**). The CPUEs in the 1990s with new method were slightly lower than that with old method, while the CPUEs in the late 2000s with new method were conversely higher (**Table 2, Figure 4**). The standardized CPUE reached to the historical low level in the early 2000s and it gradually has been increasing since 2005. These results suggest that the adult stock size in the south Atlantic would be recovering in recent years.

The distribution of residuals of the CPUE analysis shows bimodal pattern for both of two models using new and old area stratifications (**Figure 5**). This supposed to be primary due to the rapid and consistent increasing trend of the number of hooks between float mainly used in Japanese longliners, especially for sets in the tropical area targeting bigeye tuna with deeper gear configuration (Yokawa 2003). In the early 1990s, the deep gear set (number of hooks; 16-19) is main gear type, and the deeper gear (number of hooks; 20-25) becomes main type in the late 1990s. In the 2000s, the shallower gear set (HPB; 10-11) becomes the main type in the high latitude areas.

The observed drop of CPUE in the period between 2000 and 2005 would be due to the activities of the discards and releases of swordfish by Japanese longliners in the north Atlantic (north of 5N). Because swordfish is one of bycatch species for Japanese longliners targeting bigeye and bluefin tunas in the Atlantic, skippers would not accurately recognize the position of the boundary between the northern and southern swordfish stocks. As the southeastern tropical Atlantic is most important fishing ground of Japanese longliners targeting bigeye tuna, many sets conducted in the southern side of the stock boundary and part of longline boats operated in that area would discard and release swordfish in 2000 and 2005.

## References

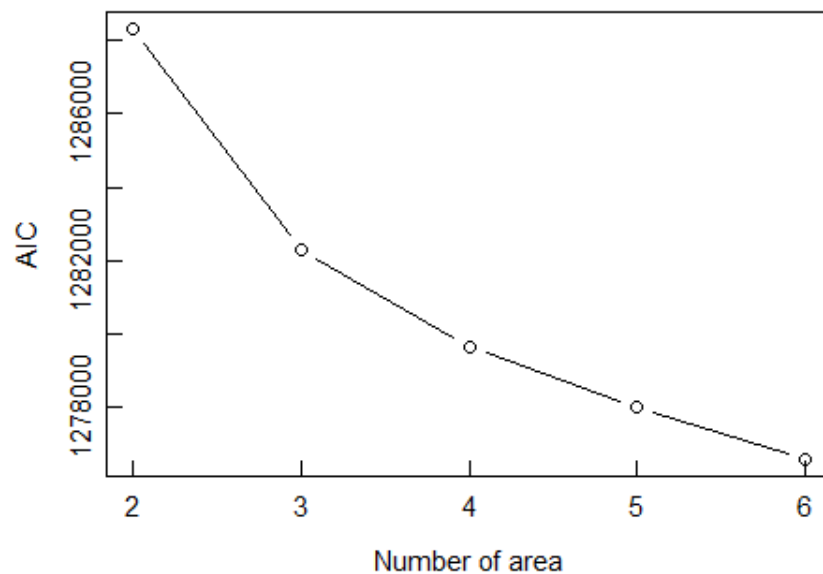
- Ichinokawa, M. and J. Brodziak. 2010. Using adaptive area stratification to standardize catch rates with application to North Pacific swordfish (*Xiphias gladius*). *Fish. Res.*, Vol 106: 249-260.
- Yokawa, K. 2004. Preliminary results of study on the effect of gear configuration in CPUE standardization by GLM methods, *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 56(1): 178-194.
- Yokawa, K. 2010. CPUE standardization of the south Atlantic swordfish caught by Japanese longliners in 1975-2007, *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65 (1): 241-248.
- Yokawa, K and Kai M. 2014. Standardization of CPUE of swordfish caught by Japanese longliners in the north Atlantic, *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*.

**Table 1.** Anova table for the models with and without new area stratification.

(a) The model with new area stratification						(b) The model with old area stratification					
	DF	Sum of square	Mean square	F value	Pr > F		DF	Sum of square	Mean square	F value	Pr > F
Model	124	375124		3025	797 <.0001	Model	124	321302		2591	653 <.0001
Error	307350	1166022		4		Error	307350	1219844		4	
Corrected	307474	1541146				Corrected	307474	1541146			
Total						Total					
R-Square=0.243, AIC=1282680						R-Square=0.208, AIC=1296554					
Effects	DF	Type III SS	Mean square	F value	Pr > F	Effects	DF	Type III SS	Mean square	F value	Pr > F
year	22	47152	2143	565	<.0001	year	22	56457	2566	647	<.0001
area	5	37833	7567	1994	<.0001	area	5	30915	6183	1558	<.0001
gear	1	127	127	33	<.0001	gear	1	88	88	22	<.0001
qt	3	4142	1381	364	<.0001	qt	3	3955	1318	332	<.0001
year*qt	66	14729	223	59	<.0001	year*qt	66	20608	312	79	<.0001
year*gear	22	5263	239	63	<.0001	year*gear	22	6356	289	73	<.0001
area*gear	5	4279	856	226	<.0001	area*gear	5	3470	694	175	<.0001

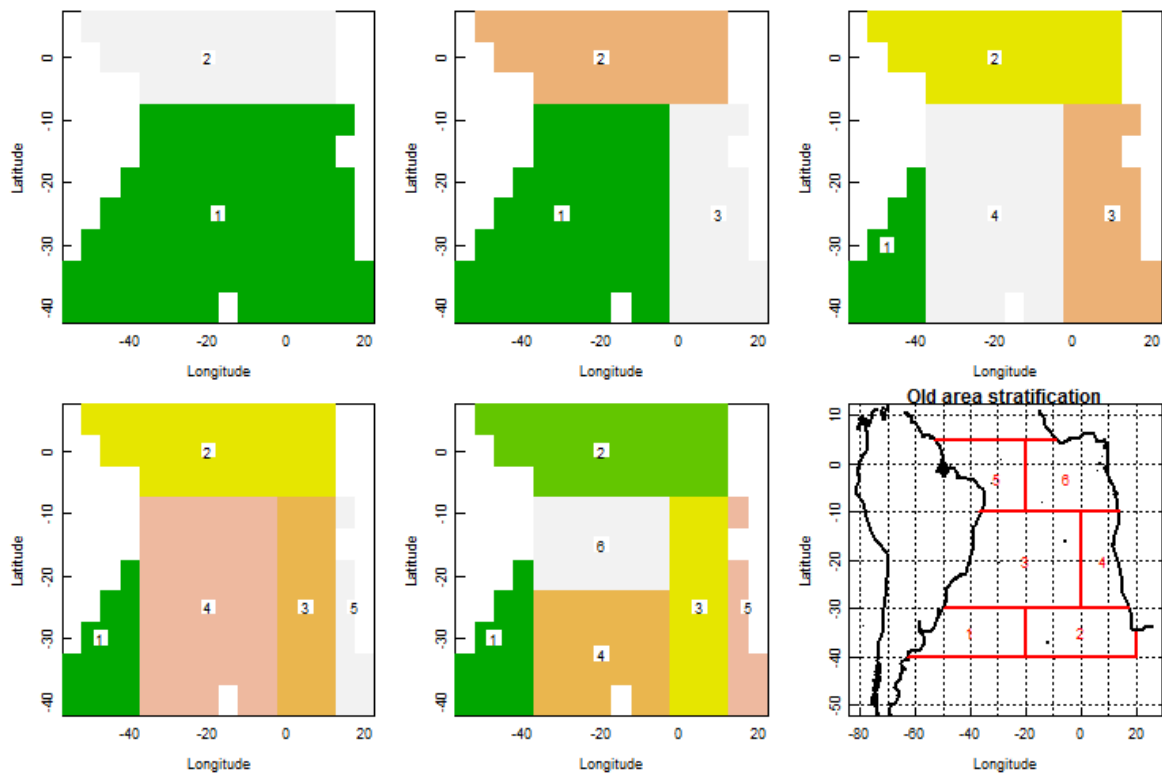
**Table 2.** Standardized CPUEs by year and the 95% confidence intervals.

(a) New area stratification				(b) Old area stratification		
Year	CPUE	Higher CI	Lower CI	CPUE	Higher CI	Lower CI
1990	3.410	3.564	3.263	3.777	3.947	3.615
1991	1.908	2.001	1.819	1.854	1.946	1.767
1992	1.474	1.552	1.401	1.515	1.595	1.439
1993	1.377	1.449	1.309	1.395	1.468	1.326
1994	1.509	1.581	1.441	1.574	1.649	1.502
1995	1.049	1.101	0.999	1.016	1.066	0.968
1996	1.109	1.166	1.055	1.105	1.161	1.050
1997	0.935	0.991	0.882	0.934	0.989	0.881
1998	0.790	0.841	0.742	0.818	0.870	0.769
1999	0.703	0.748	0.660	0.669	0.712	0.628
2000	0.495	0.529	0.463	0.444	0.474	0.416
2001	0.364	0.393	0.337	0.398	0.428	0.370
2002	0.524	0.568	0.483	0.492	0.533	0.454
2003	0.436	0.465	0.409	0.373	0.398	0.350
2004	0.489	0.521	0.458	0.459	0.489	0.431
2005	0.329	0.360	0.301	0.335	0.365	0.307
2006	0.653	0.703	0.605	0.630	0.678	0.584
2007	0.983	1.081	0.894	0.829	0.912	0.752
2008	0.775	0.843	0.711	0.806	0.875	0.741
2009	1.005	1.088	0.928	1.008	1.091	0.931
2010	0.895	0.968	0.826	0.807	0.874	0.745
2011	0.738	0.796	0.683	0.667	0.719	0.618
2012	1.048	1.154	0.951	1.095	1.204	0.995

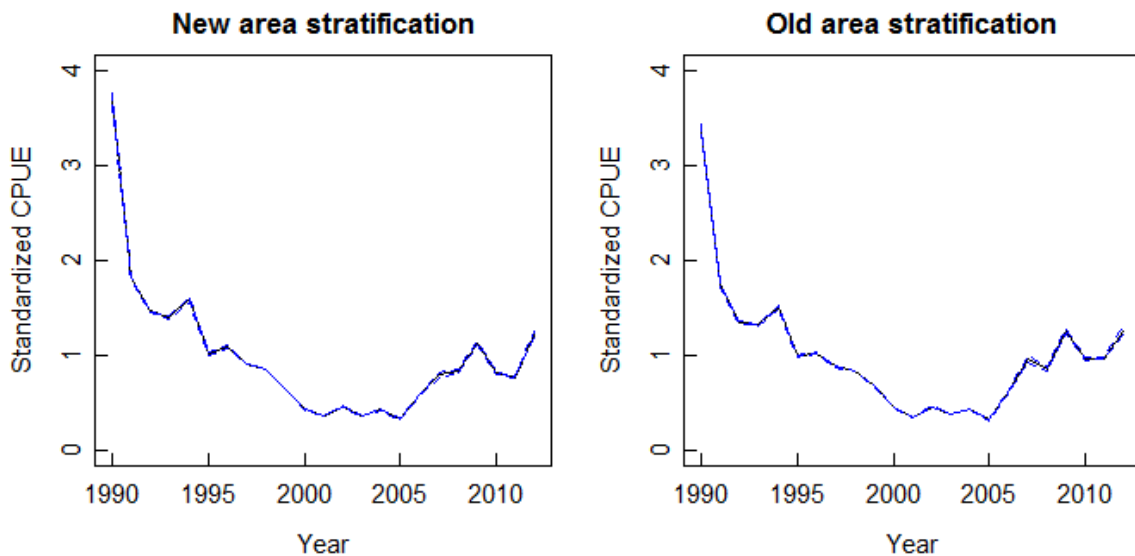


**Figure 1.** Trajectories of AIC versus the number of areas.

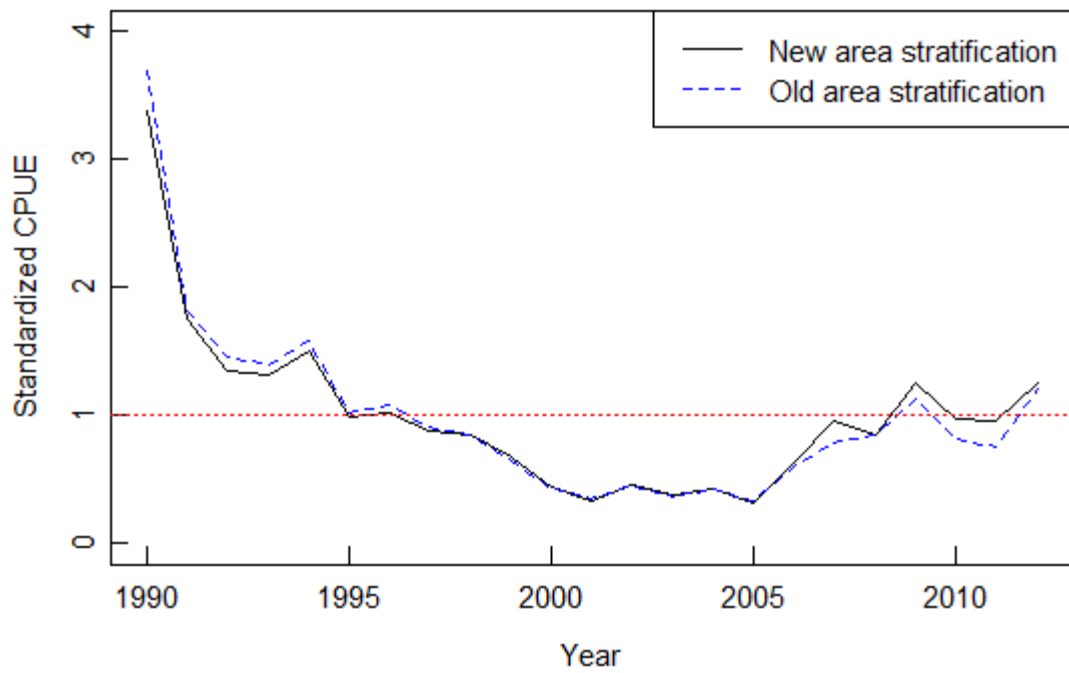




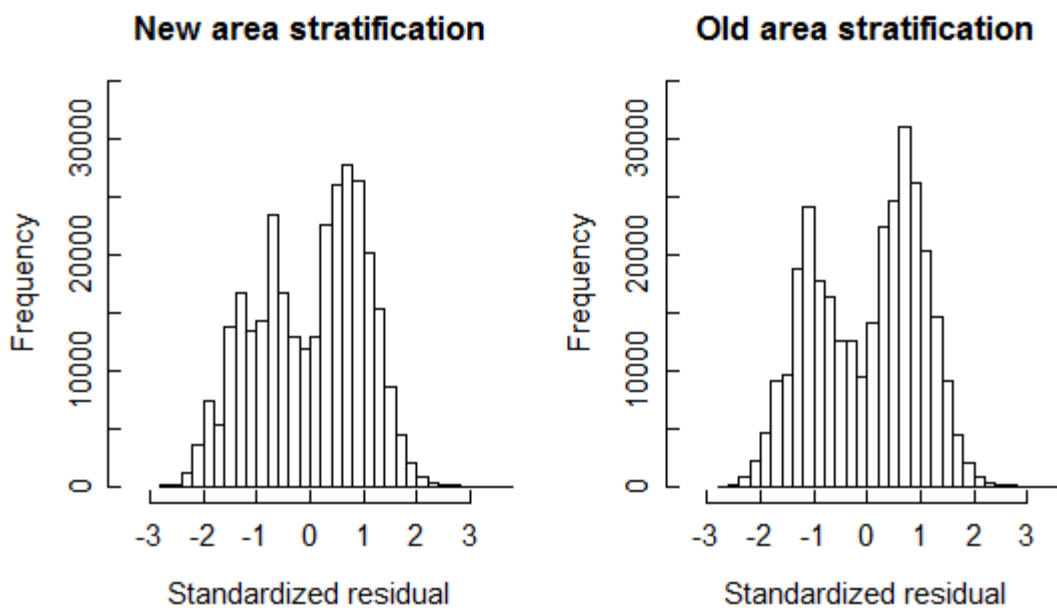
**Figure 2.** The increasing number of areas created by the boundaries selected by the GLM-tree algorithm. Bottom-right panel represents previous area stratification by Yokawa (2009).



**Figure 3.** Estimated standardized CPUEs with 95 % confidence intervals (dotted-lines) for 1990-2012. The values are scaled by the mean value.



**Figure 4.** Comparison of the estimated standardized CPUEs between the model with and without new area stratification. The values are scaled by the mean value.



**Figure 5.** Standardized residuals of the model with and without new area stratification.

## STANDARDIZATION OF CPUE OF SWORDFISH CAUGHT BY JAPANESE LONGLINERS IN THE NORTH ATLANTIC

Kotaro Yokawa<sup>1</sup> and Mikihiko Kai<sup>1</sup>

### SUMMARY

*This short document describes the results of update of CPUE standardization of swordfish caught by Japanese longliners in the north Atlantic. Most of the data and methods used in this study are followed by previous documents about Japanese swordfish catches. The general trend of standardized CPUEs (catch in number/ 1000 hooks) of ages 2-5+ were similar to each other. The flat trends obtained in the period between 1975 and 1991. After that, it decreased to almost zero in 2001 when Japanese longliners started to discard/release their swordfish catch. The CPUEs show rapid recovery trends in 2005-2012.*

### RÉSUMÉ

*Ce bref document décrit les résultats de l'actualisation de la standardisation de la CPUE de l'espadon capturé par les palangriers japonais dans l'Atlantique Nord. La plupart des données et des méthodes utilisées dans cette étude s'appuient sur des documents antérieurs relatifs aux prises d'espadon japonaises. Les tendances générales des CPUE standardisées (prise en nombre/1.000 hameçons) des âges 2-5+ étaient similaires entre elles. Une tendance plane a été obtenue pendant la période courant de 1975 à 1991. Après cette période, celle-ci a été ramenée à presque zéro en 2001 lorsque les palangriers japonais ont commencé à rejeter/remettre à l'eau leur prise d'espadon. Les CPUE font apparaître des tendances de rétablissement rapide en 2005-2012.*

### RESUMEN

*Este breve documento describe los resultados de la actualización de la estandarización de la CPUE del pez espada capturado por lo palangreros japoneses en el Atlántico norte. La mayoría de los datos y los métodos usados en este estudio se basan en documentos previos acerca de las capturas japonesas de pez espada. Las tendencias generales de las CPUE estandarizadas (captura en número/1000 anzuelos) de las edades 2-5+ eran similares entre sí. En el periodo entre 1975 y 1991 se obtuvieron tendencias planas. Después de eso, descendieron casi hasta cero en 2001, cuando los palangreros japoneses empezaron a descartar/liberar sus capturas de pez espada. Las CPUE presentan tendencias rápidas de recuperación en 2005-2012.*

### KEYWORDS

*North Atlantic swordfish, Xiphias gladius, Longline, CPUE*

---

<sup>1</sup> National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka 4248633, Japan; kaim@affrc.go.jp; yukiot@affrc.go.jp

## 1. Introduction

Japanese longliners had started to discard and release all their swordfish catch in February 2001. Though the Japanese government requested all Japanese longliners to submit their dead discarded and live released swordfish in the same format as the log-book, availability of these data is quite low (Yokawa 2007a), data from the radio reporting system, which report the number of discarded and released swordfish every 10 days, was used in the estimation. Because the Japanese government requested Japanese longliners to continue releasing their live swordfish catch since the beginning of 2004, the data from the radio reporting system was also used for the estimation of the number and weight of these released swordfish. This request, however, had ceased in 2005, many vessels continued the live release until 2006 or 2007 as voluntary bases. In 2008, all Japanese longliners completely stopped this live release, but unfortunately, limited live release information is available in 2006 and 2007.

## 2. Materials and Methods

Most of the data and methods used in this study are followed by previous documents about Japanese swordfish catches (Yokawa 2000a, 2000b, and 2000c, Uosaki *et al.* 2003, Yokawa and Fukuda, 2004 and 2005, Yokawa *et al.* 2003, Yokawa 2007b).

The method to estimate the number and weight of dead discarded and live released swordfish in 2001-2005 was followed by the one in Yokawa and Fukuda (2004 and 2005). Age specific standardized CPUE of swordfish in the north Atlantic was estimated in the way as Yokawa (2000), Yokawa *et al.* (2003) and Yokawa (2007a). Because the number of swordfish reported by the radio reporting system was rather small in 2005 comparing to the previous years, in the strata which no swordfish catches were reported in 2005 and the logbook reported reasonably higher number of swordfish dead catch, catch numbers reported by the log-book were assumed to be the total catch in these strata with no live release. Because data by the radio reporting system were not available since 2006, only live release information in the log-book was used.

The set by set data of Japanese longliners were aggregated by year, vessel code, ten days of a month, hooks per basket and by subarea to estimate catch at size by sex using the sex ratio key estimated by Ortiz *et al.* (2000). For the conversion of catch at size to catch at age, the sex combined growth curve estimated by Arocha *et al.* (2003) was used. The same subarea stratification used by Ortiz *et al.* (2000) for the estimation of the sex ratio key is used in this analysis (**Figure 1**). For the CPUE analysis, these subareas were gathered into 5 areas as follows;

- area 1; subareas 1, 2, 3
- area 2; subareas 4, 5, 6
- area 3; subareas 7,8,17,93
- area 4; subareas 9, 10
- area 5; subareas 91, 92

The data in the area 4 was not used in the CPUE analysis due to the rather small area size. In many years, no operation of Japanese longliners conducted in area 4. The data in the area 1 was also omitted from the CPUE analysis. The area 1 is one of the main fishing grounds of the Atlantic bluefin tuna for Japanese longliners, but the number of operations in this area decreased largely and the operational pattern also changed largely in recent years due to the introduction of new TAC regulation system to the eastern stock of the Atlantic bluefin tuna (Kimoto *et al.* 2012 and Kimoto 2012).

Because the allocation of the Atlantic bluefin tuna to Japanese longliners became quite limited in the recent years, majority of operations concentrated into the center of fishing ground and high season for bluefin tuna fishery where the catch rate of swordfish was rather low in general. Such change of operational pattern in the area 1 in recent years should give unexpected influences on the catch rate of swordfish and development of quite complicated model should be necessary to standardize these influences. Thus it was judged to be premature to use the data in the area 1 for the estimation of abundance/biomass indices of the north Atlantic swordfish.

The number of hooks between float was used in the CPUE analysis as the proxy of target species. Standardization of CPUE of swordfish in the south Atlantic was estimated in the same way as one in Uosaki *et al.* (2003). Sets with number of hooks between floats with 3 and 4 were excluded from the analysis, as these operations almost disappeared in the end of the 1990s. Sets with number of hooks between floats being 5 to 30 were divided into two operational pattern; number of hooks between float = 5-11 were normal setting (gear type 2), number of hooks between float = 12-30 were deep setting (gear type 3). The standardization of CPUE was conducted using the GLM method and the following model;

$$\ln(\text{CPUE}_{ijkl} + \text{const}) = \ln(\mu) + \ln(\text{YR}_i) + \ln(\text{QT}_j) + \ln(\text{AR}_k) + \ln(\text{GE}_l) + \ln(\text{INTER}) + \varepsilon_{ijkl}$$

where ln: natural logarithm,  $\text{CPUE}_{ijkl}$ : nominal CPUE (catch in number per 10km of net, in year  $i$ , quarter  $j$ , area  $k$ , and gear configuration  $l$ ), const: 1/20 of overall mean,  $\mu$ : overall mean,  $\text{YR}_i$ : effect of year  $i$ ,  $\text{QT}_j$ : effect of quarter  $j$ ,  $\text{AR}_k$ : effect of area  $k$ ,  $\text{GE}_l$ : effect of mesh size category, INTER: interaction terms between  $\text{YR} * \text{AR}$  and  $\text{AR} * \text{QT}$ , and  $\varepsilon$ : normal error term. Analysis was conducted using the GLM procedure available in the SAS statistical computer software (Ver. 9.2). The area specific standardized CPUEs were weighted by the approximate size of the area to combine into the abundance index. For the estimation of biomass index, the same method described above was used.

### 3. Results and Discussions

The amount of effort (number of hooks) of Japanese longliners in the north Atlantic shows decreasing trend from 1994 to 2011 when it was stabilized up to 2012 (**Figure 2**, top panel). The unloaded catch number of swordfish reported by log-books also decreased in 1994-2001. During the period between 2001 and 2005, it was stayed in the low level, and this was due to the discards/release of swordfish by Japanese longliners. In 2006, it increased suddenly and stabilized up to 2012. The annual trends of the nominal CPUEs by number and by weight were almost same in 1994 -2012, and they were similar to the one of catch number (**Figure 2**, bottom panel).

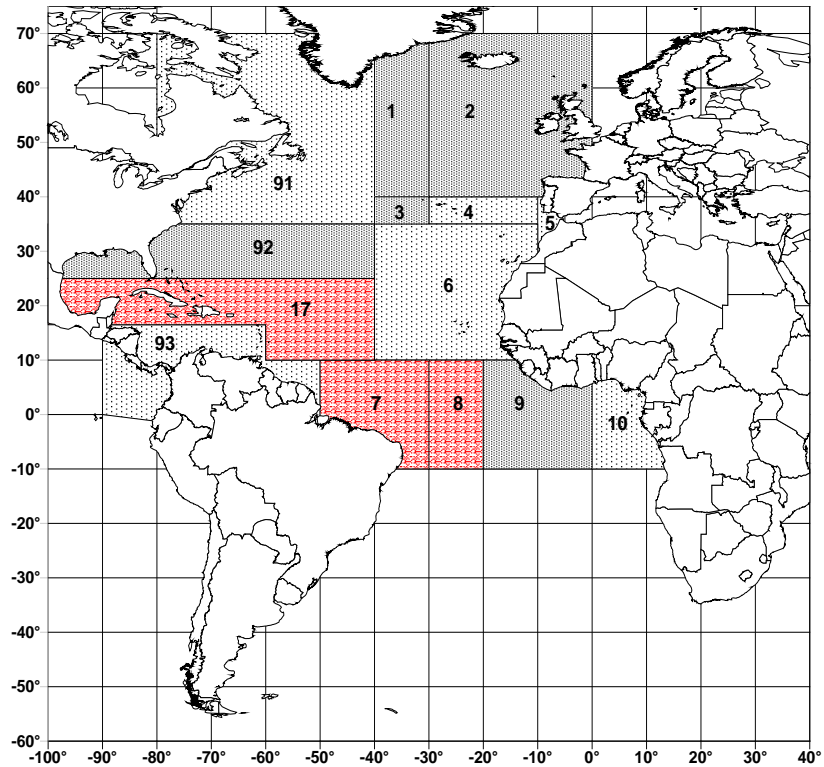
The general trend of standardized CPUEs (catch in number/ 1000 hooks) of ages 2-5+ were similar to each other. The flat trends obtained in the period between 1975 and 1991 (**Figure 3**). After that, it decreased to almost zero in 2001 when Japanese longliners started to discard/release their swordfish catch. The CPUEs show rapid recovery trends in 2005-2012. The recent recovery trend was more obvious for the older ages, particularly the one of age 5+ in area 5 (**Figure 4**). This is supposed to be the fact that the swordfish catch by Japanese longliners occupied by older sized fishes. The level of CPUE of age 5+ is about 5 times higher than those of ages 3 and 4. The levels of CPUE of age 1 is about 10 times lower than that of age 5+. The CPUEs of age 1 does not show clear recovery trends in recent years (**Figure 3**), and this is supposed to be the following facts; 1) catch of age 1 is rather minor among swordfish catch by Japanese longliners, 2) operations with larger number of hooks between floats were introduced in recent years (number of hooks between floats is larger than 20), and the catchability of small swordfish of such "super deep sets" would be lower.

The estimated biomass index also shows similar trend as the abundance indices of older ages (**Figure 5**). The level of CPUE in most recent years is roughly same with the ones during the 1970s and the 1980s. Apparent recovery trend of CPUE was observed in area 5 in recent years (**Figure 6**). The inclusion of data in the area 1 produced slightly higher level of CPUEs in the early period (1975-1985) and slightly lower level in most recent years (**Figure 7**). The standardized CPUE in the area 1 shows largely upward trend in the earlier period and continuously downward trend in most recent years. The level of CPUE in the area 1 in most recent years is more than 10 times lower than those in the other areas, and almost close to zero. These things should indicate the fact that the model of CPUE standardization used in this study could not adequately adjust the effect of unique operational pattern of Japanese longliners targeting the Atlantic bluefin tuna in this area.

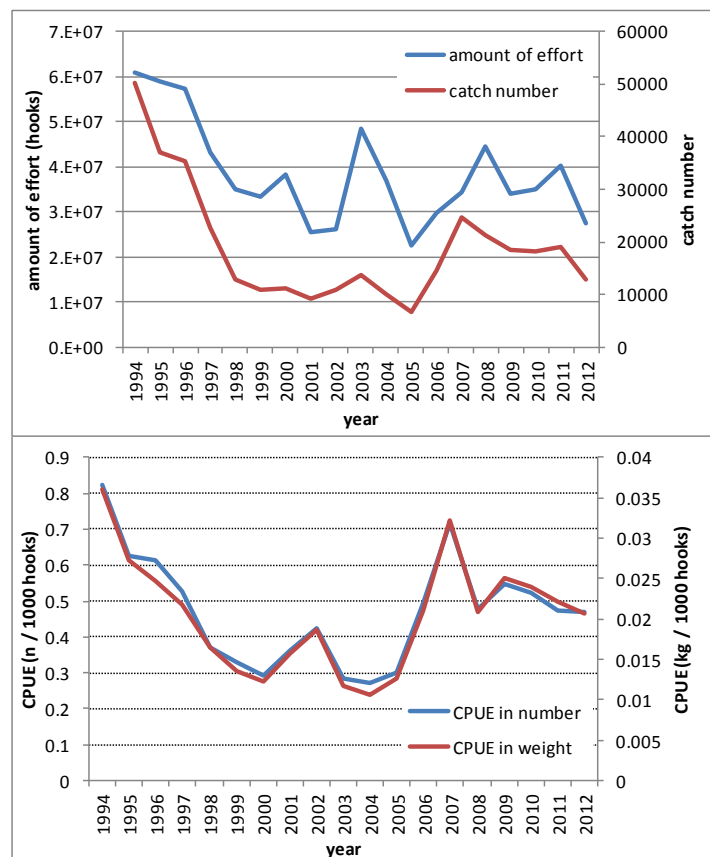
The sudden drops of CPUEs were observed in the period between 2000 and 2006 for all areas and age classes. Because this period corresponds to the period that Japanese longliners discards/release their catch of swordfish in the north Atlantic area. The information about discards and release were collected from variety of sources to include them in the CPUE analysis, but still unrealistic low levels of CPUEs were obtained. This should indicate the fact that the discards/release information used in this analysis is not sufficient for the estimation of abundance/biomass indices. The biomass indices estimated with/without data in the period between 2000 and 2006 showed almost identical trends.

## Reference

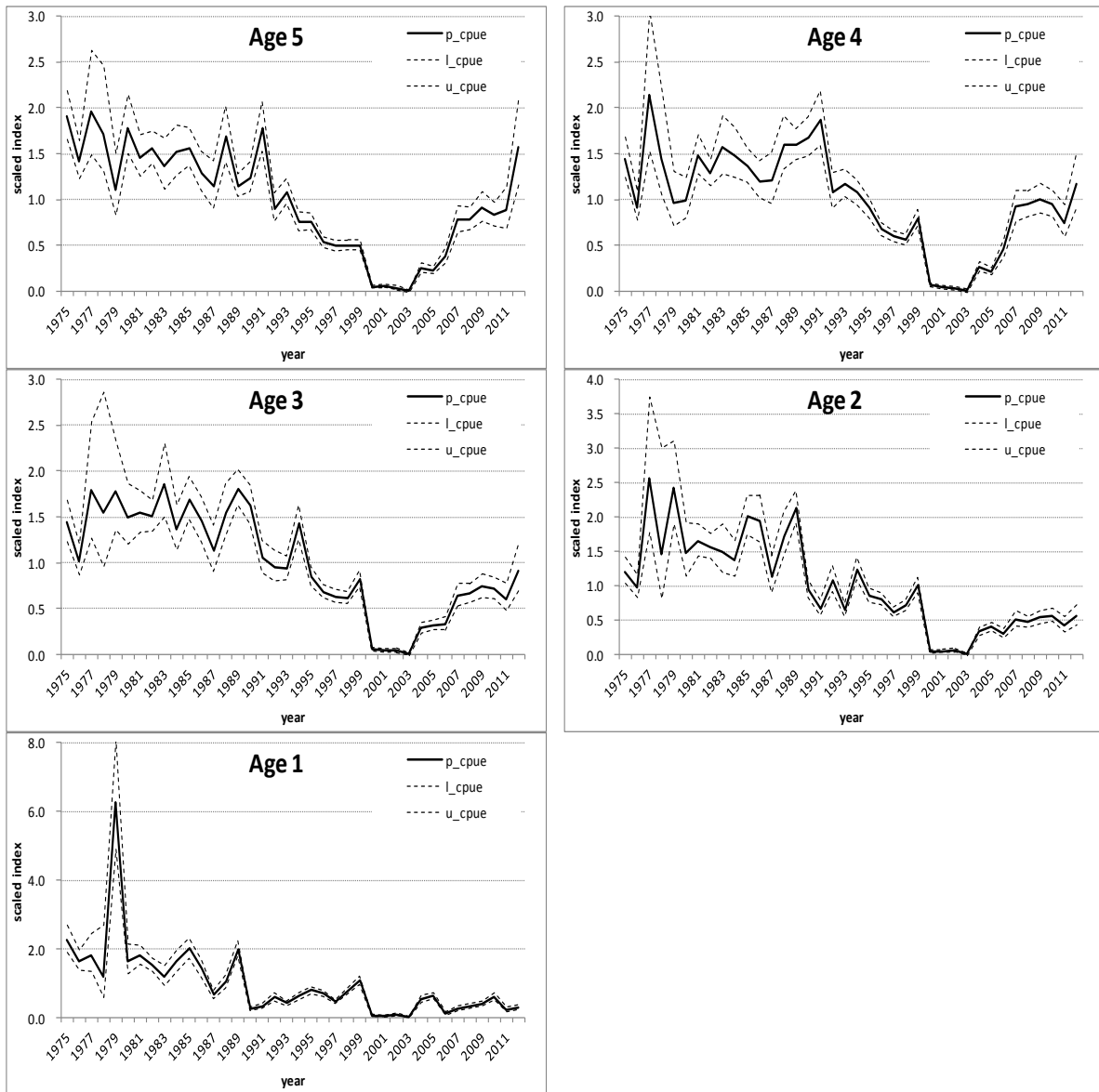
- Arocha, F., C. Moreno, L. Beerkircher, D.W. Lee, L. Marcato 2003. Update on growth estimates for swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwestern Atlantic. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55 (4): 1416-1429.
- Kimoto, A., Itoh, T., Sakai, O., Miyake, M. 2013. Overview of the Japanese longline fishery for bluefin tuna in the Atlantic Ocean, up to 2011. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 69(2): 631-646.
- Kimoto, A., Itoh, T., Suzuki, Z., Miyake, M. 2013. Updated standardized bluefin tuna CPUE from the Japanese longline fishery in the Atlantic up to 2011 fishing year. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 69(2): 647-670.
- Ortiz, M., V. R. Restrepo, S. C. Turner. 2000. North Atlantic swordfish sex-ratios at size keys: Analysis and development. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 51(1):1480-1509.
- Uosaki, K., Takeuchi, Y., Yokawa, K. 2003. Standardized CPUE of swordfish caught by the Japanese longline fishery in the south Atlantic, 1967-2001. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(4): 1652-1660.
- Yokawa, K. 2000a. Recent status of the catch of swordfish by the Japanese longliners in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 51(1): 1695-1703.
- Yokawa, K. 2000b. Standardized CPUE for the Atlantic swordfish caught by Japanese longliners. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 51(5): 1312-1318.
- Yokawa, K. 2000c. Age specific CPUE of swordfish in the north Atlantic caught by Japanese longliner for 1978-1998. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 51(1): 1689-1693.
- Yokawa, K. 2007a. Analysis of recent catch data of blue marlin caught by Japanese longliners in the Atlantic using log-book information. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 60(5): 1630-1635.
- Yokawa, K. 2007b. Update of standardized CPUE of swordfish caught by Japanese longliners. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 60(6): 1986-1993.
- Yokawa, K., Fukuda, K. 2002. Recent Status of the Swordfish Catch by the Japanese Longliners in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 54(5): 1547-1549.
- Yokawa, K., Fukuda, K. 2004. Swordfish dead discard and live release by Japanese longliners in the North Atlantic Ocean in 2000- 2002. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 56(3): 967-977. 1989
- Yokawa, K., Fukuda, K. 2005. Swordfish dead discard and live release by Japanese longliners in the North Atlantic Ocean in 2002-2003. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 58(4): 1554-1561.
- Yokawa, K., Takeuchi, Y., Uosaki, K. 2003. Standardization of age specific CPUE of swordfish caught by Japanese longliners in the north Atlantic. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(4): 1723-1727.



**Figure 1.** The area stratification used in the CPUE analysis. The data only in the north of 5N are used in the study (copied from Figure 7 in Ortiz *et al.* (2000)).

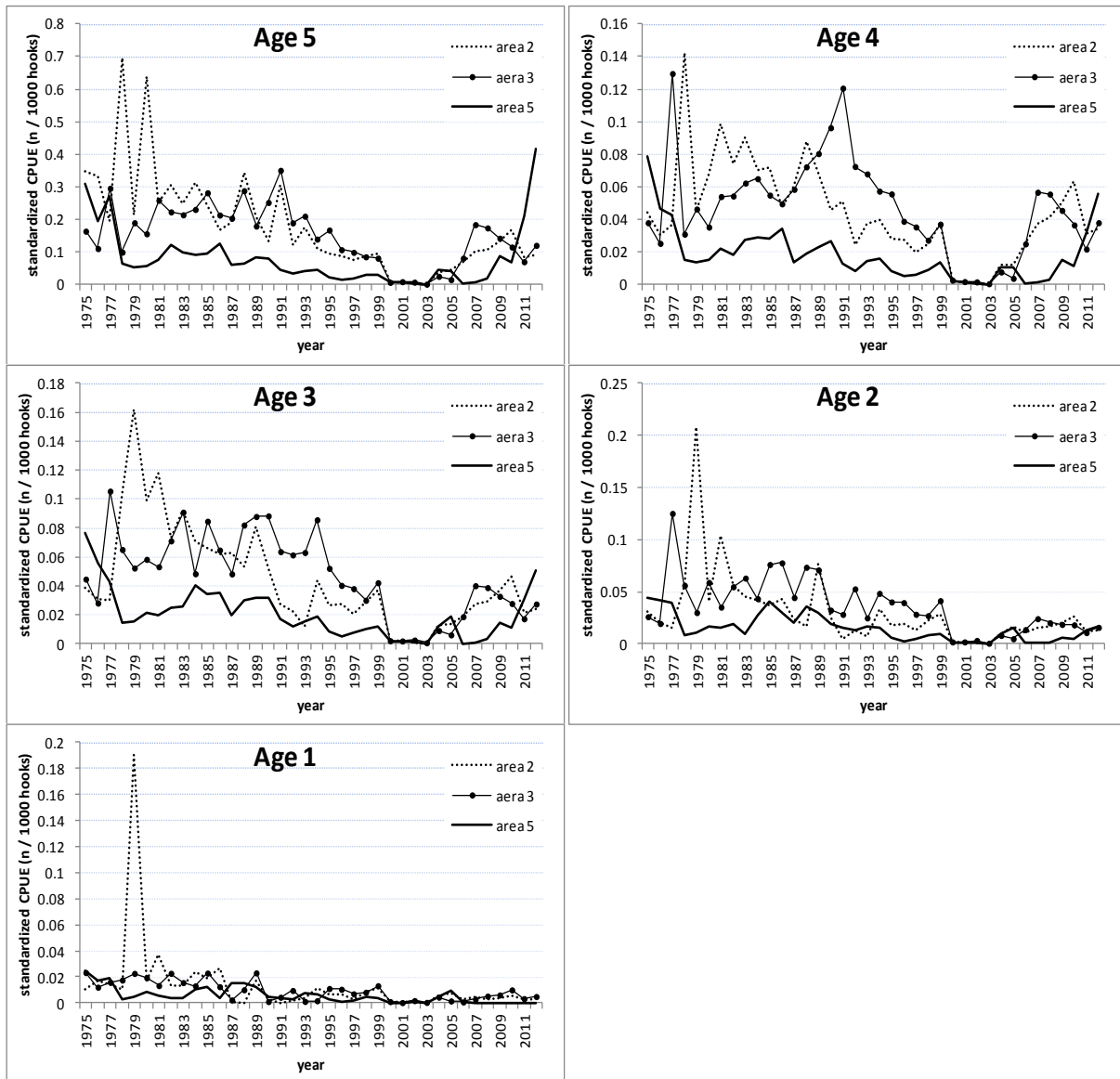


**Figure 2.** The annual trend of the amount of effort (number of hooks) and catch number of swordfish (top panel), and the trend of nominal CPUE in number and weight (kg) (bottom panel) in 1994 -2012.

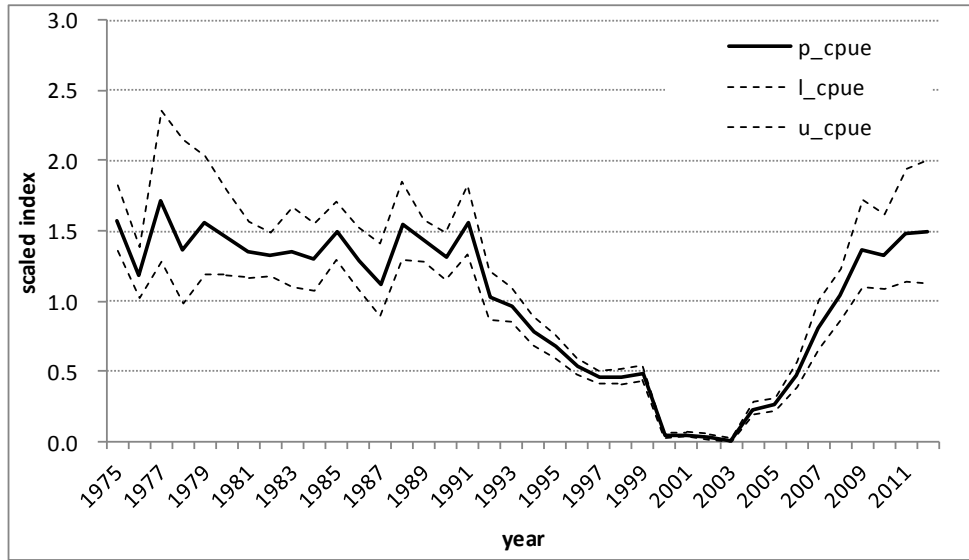


**Figure 3.** Standardized CPUE of ages 1-5 years old swordfish caught by Japanese longliner in 1975-2012 in the north Atlantic (north of 5N). All values scales to their means which set at 1.0.

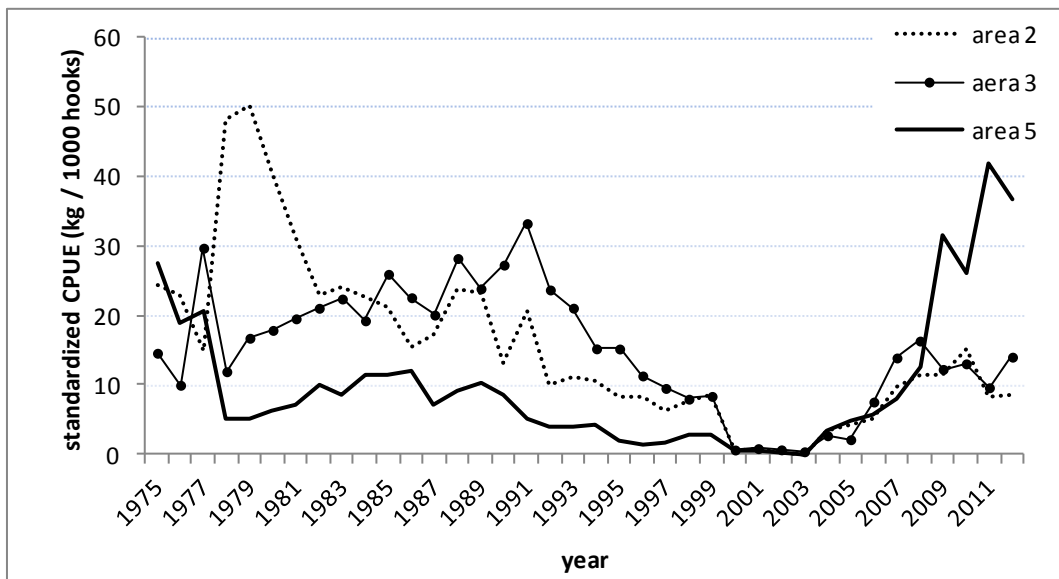




**Figure 4.** Standardized CPUE (n / 1000 hooks) of ages 1 – 5 years old swordfish by the area caught by Japanese longliner in 1975 – 2012 in the north Atlantic (north of 5N).



**Figure 5.** Standardized CPUE (kg / 1000 hooks) of swordfish caught by Japanese longliner in 1975 – 2012 in the north Atlantic (north of 5N). All values scales to their means which set at 1.0.



**Figure 6.** Standardized CPUE (kg / 1000 hooks) of swordfish by the area caught by Japanese longliner in 1975 – 2012 in the north Atlantic (north of 5N).

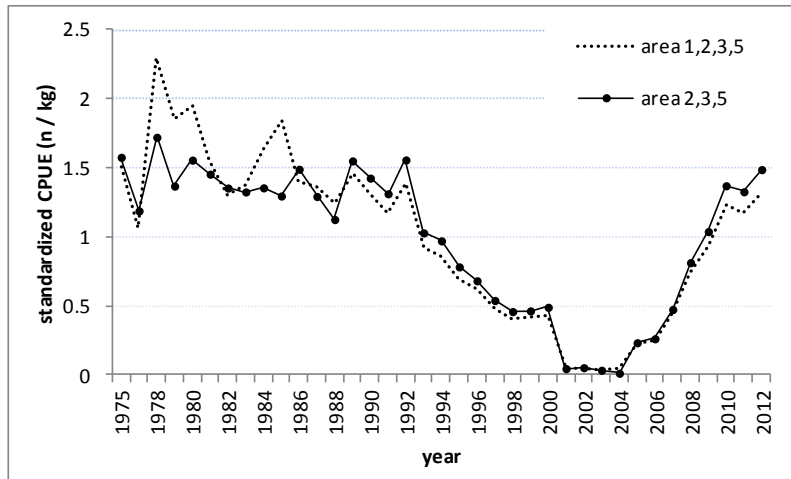


Figure 7. Biomass indices calculated by two different data sets.

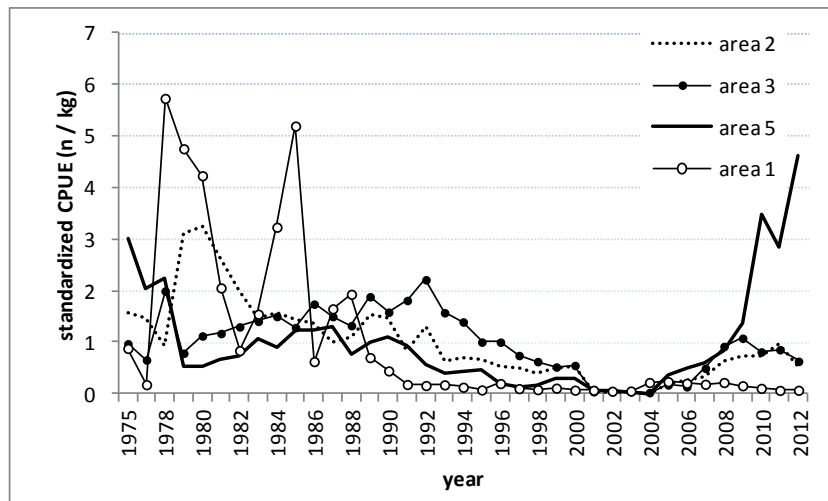


Figure 8. Standardized CPUE (kg / 1000 hooks) of swordfish by the areas 1, 2, 3, and 5 caught by Japanese longliner in 1975 – 2012 in the north Atlantic (north of 5N) .

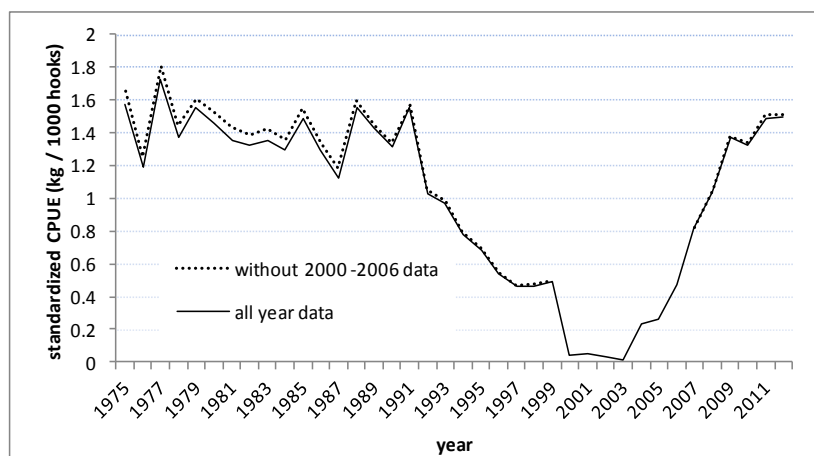


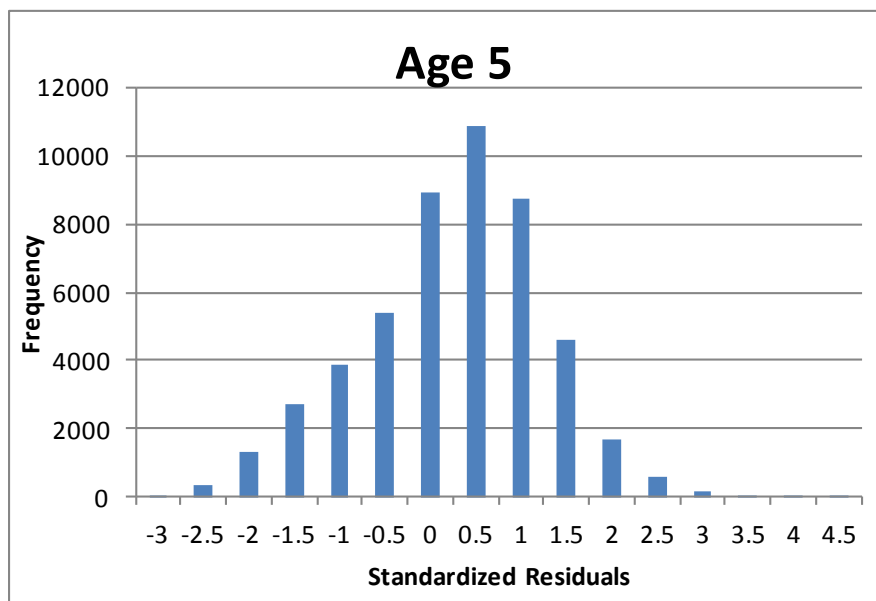
Figure 9. Comparison of biomass indices estimated with/without data in the period between 2000 and 2006 when Japanese longliners actively discards/release their catch of swordfish in the north Atlantic.

Combined sex age 5

(a) The model with combined sex at age5					
	DF	Sum of squares	Mean square	F value	Pr > F
Model	123	39098	318	215	<.0001
Error	49257	72810	1		
Corrected Total	49380	111908			

R-Square=0.243, Coeff=-53.525, Var=1.215, Root=-2.271

Effects	DF	Type III SS	Mean square	F value	Pr > F
year	37	17116	463	313	<.0001
area	2	2038	1019	689	<.0001
gear	1	1206	1206	816	<.0001
qt	3	730	243	165	<.0001
area*qt	6	1874	312	211	<.0001
year*area	74	4672	63	43	<.0001

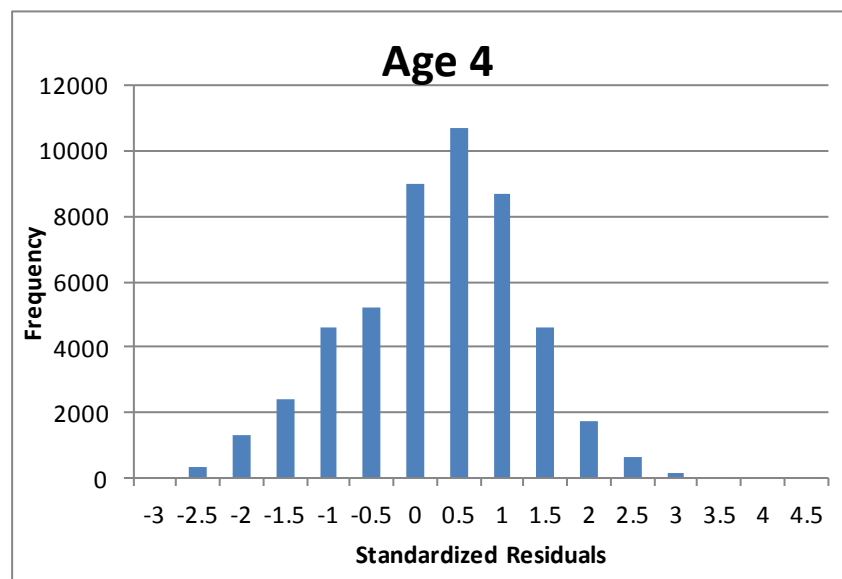


Combined sex age 4

(b) The model with combined sex at age4					
	DF	Sum of squares	Mean square	F value	Pr > F
Model	123	39469	321	216	<.0001
Error	49257	73169	1		
Corrected Total	49380	112638			

R-Square=0.350, Coeff=-34.187, Var=1.218, Root= -3.565

Effects	DF	Type III SS	Mean square	F value	Pr > F
year	37	16353	442	298	<.0001
area	2	2356	1178	793	<.0001
gear	1	1177	1177	793	<.0001
qt	3	631	210	142	<.0001
area*qt	6	1593	266	179	<.0001
year*area	74	4715	64	43	<.0001



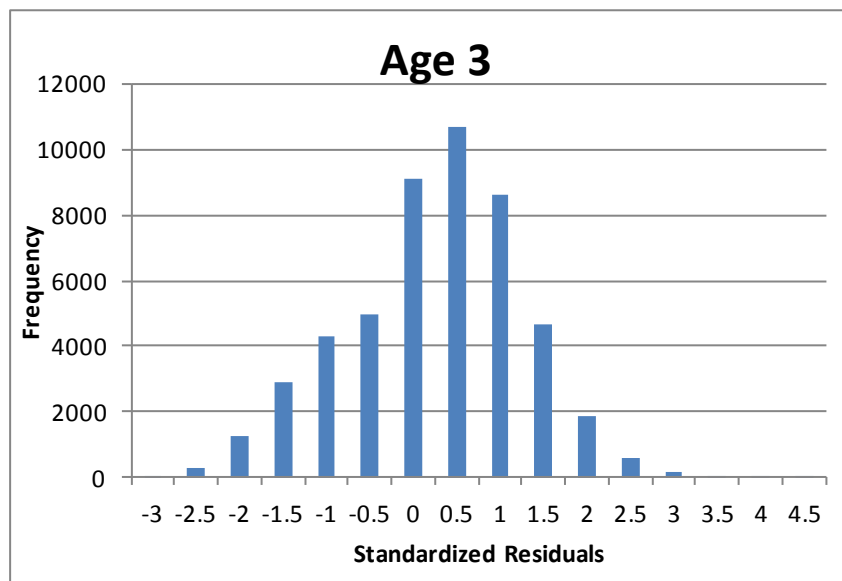
Combined sex age 3

(c) The model with combined sex at age3

	DF	Sum of squares	Mean square	F value	Pr > F
Model	123	36742	299	194	<.0001
Error	49257	75718	2		
Corrected Total	49380	112460			

R-Square=0.326, Coeff=-35.025, Var=1.239, Root= -3.539

Effects	DF	Type III SS	Mean square	F value	Pr > F
year	37	16875	456	297	<.0001
area	2	1649	824	536	<.0001
gear	1	1087	1087	707	<.0001
qt	3	825	275	179	<.0001
area*qt	6	1221	204	132	<.0001
year*area	74	5004	68	44	<.0001



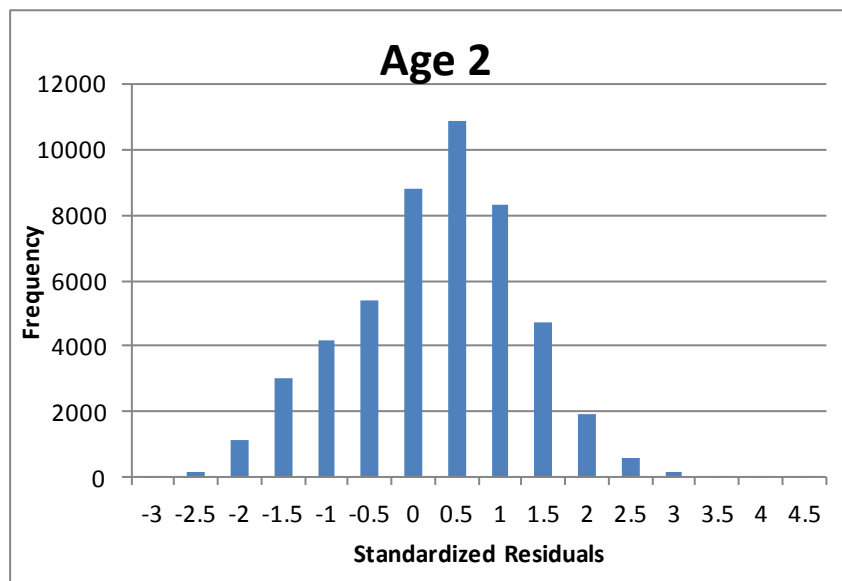
Combined sex age 2

(d) The model with combined sex at age2

	DF	Sum of squares	Mean square	F value	Pr > F
Model	123	36000	293	183	<.0001
Error	49257	78964	2		
Corrected Total	49380	114964			

R-Square=0.313, Coeff=-32.677, Var=1.266, Root= -3.874

Effects	DF	Type III SS	Mean square	F value	Pr > F
year	37	16919	457	285	<.0001
area	2	1345	672	419	<.0001
gear	1	797	797	497	<.0001
qt	3	1252	417	260	<.0001
area*qt	6	1222	204	127	<.0001
year*area	74	6164	83	52	<.0001



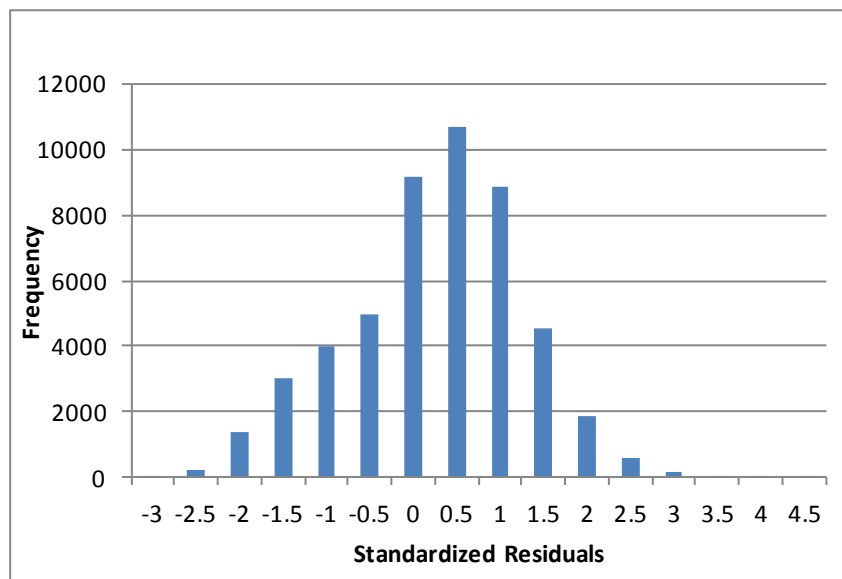
Biomass index (kg / 1000 hooks)

(e) The model with biomass index (kg / 1000 hooks)

	DF	Sum of squares	Mean square	F value	Pr > F
Model	123	34684	282	187	<.0001
Error	49257	74177	2		
Corrected Total	49380	108860			

R-Square=0.318, Coeff=53.544, Var=1.227, Root= 2.291

Effects	DF	Type III SS	Mean square	F value	Pr > F
year	37	18187	492	326	<.0001
area	2	820	410	272	<.0001
gear	1	787	787	522	<.0001
qt	3	577	192	128	<.0001
area*qt	6	1506	251	167	<.0001
year*area	74	4113	56	37	<.0001





## ANALYSE DE LA STRUCTURE EN TAILLE DE L'ESPADON DEBARQUE DANS L'ATLANTIQUE SUD MAROCAIN

N. Abid<sup>1</sup>, M. Ayoub<sup>2</sup> et F. Elomrani<sup>2</sup>

### SUMMARY

*In the south Atlantic of Morocco, swordfish fishing is carried out by freezer longline vessels that use surface-drifting longline (marajera). These fishing units primarily target swordfish, but they also capture yellowfin and bigeye and sharks. The annual mean size for swordfish ranges between 126 and 152 cm, with an overall slight decreasing trend during the 2003-2010 period.*

### RÉSUMÉ

*En Atlantique sud du Maroc, la pêche de l'espadon est pratiquée par des palangriers réfrigérés qui sont dotés de palangre dérivante performante (marajera). Ces unités de pêche ciblent principalement l'espadon, mais elles réalisent des captures accessoires d'albacore, de thon obèse et de requins. La taille annuelle moyenne de l'espadon a varié entre 126 et 152 cm, avec globalement une légère tendance décroissante au cours de la période 2003-2010.*

### RESUMEN

*En el Atlántico sur de Marruecos, la pesca de pez espada la practican palangreros congeladores con palangre de deriva (marajera). Estas unidades de pesca se dirigen sobre todo al pez espada, pero capturan de forma fortuita rabil, patudo y tiburones. La talla media del pez espada osciló entre 126 y 152 cm, y mostró en general una ligera tendencia decreciente durante el periodo 2003-2010.*

### KEYWORDS

*Espadon, Palangre dérivante, Atlantique sud marocain, Structure en taille, Taille moyenne*

## 1. Introduction

Le présent rapport donne une description de la pêcherie palangrière réfrigérée ciblant l'espadon en Atlantique sud marocain entre 2003 et 2012. Une analyse de l'évolution de la taille moyenne des captures de l'espadon est également fournie dans ce document.

## 2. Matériels et méthodes

Les données journalières du poids individuel de l'espadon ont été collectées pour la période 2003-2010 à partir des fiches de pointage de L'Office national des pêches (ONP) au niveau du port de Dakhla, principal port de débarquement de cette espèce en Atlantique sud marocain.

Les données de taille ont été estimées moyennant la relation taille –poids utilisée par le SCRS pour l'espadon de l'Atlantique Nord (Mejuto *et al.* (1988) :

$$\mathbf{RWT}=3,433*10^{-6}\mathbf{LJ}\mathbf{-FL}^{3,2623}$$

**RWT** : Poids total

**LJ-FL** : Longueur museau inférieur – fourche

<sup>1</sup> Institut National de Recherche Halieutique (INRH)-Regional Centre of Tangier, Morocco. Email: noureddine.abid65@gmail.com

<sup>2</sup> Institut National de Recherche Halieutique (INRH)-Regional Centre of Dakhla, Morocco. Email: ayoubmohamed555@gmail.com

### 3. Résultats et discussion

#### 3.1 Caractéristiques de la pêche

La palangre dérivante (marajera) est le principal engin utilisé pour la pêche à l'espadon en atlantique sud du Maroc. Armé selon un système américain de floride. Cet engin coûte jusqu'à 27300 euro et doté d'antennes pour sa géoréférenciation. Ce type d'engin est destiné à la pêche d'espèces migratrices, notamment l'espadon (*Xiphias gladius*), et certaines espèces de requins.

Le nombre des palangriers réfrigérés actifs à partir du port de Dakhla a passé de 9 unités en 2003 pour arriver à 31 en 2009 puis ce nombre a chuté à 8 unités en 2012. Ces bateaux réfrigérés ont une longueur moyenne de 25,2 mètres, un TJB moyen de 106,9 tx, une puissance motrice moyenne de 331,3 cv, leur âge moyen est de 17 ans. L'équipage marocain est composé d'environ de 13 marins en moyenne ; tandis que les étrangers en nombre de 2 à 3 en moyenne occupent des postes techniques (patron de pêche, second et chef mécanicien). Ces bateaux ont une marée moyenne de 12 jours.

#### 3.2 Evolution de la taille moyenne:

##### 3.2.1 Evolution annuelle :

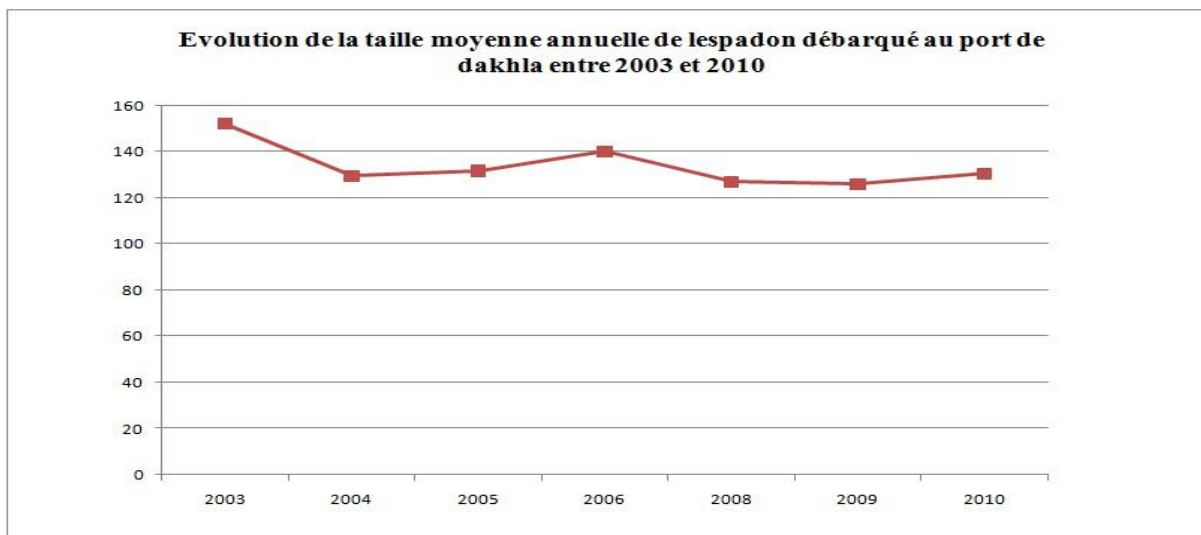
Entre 2003 et 2010, la taille moyenne de l'espadon, débarqué par la flottille palangrière réfrigérée au port de Dakhla, a varié entre 126 et 152cm LJ-FL (cm), avec globalement une légère tendance à la baisse au cours de cette période (**Figure 1**).

##### 3.2.2 Evolution mensuelle :

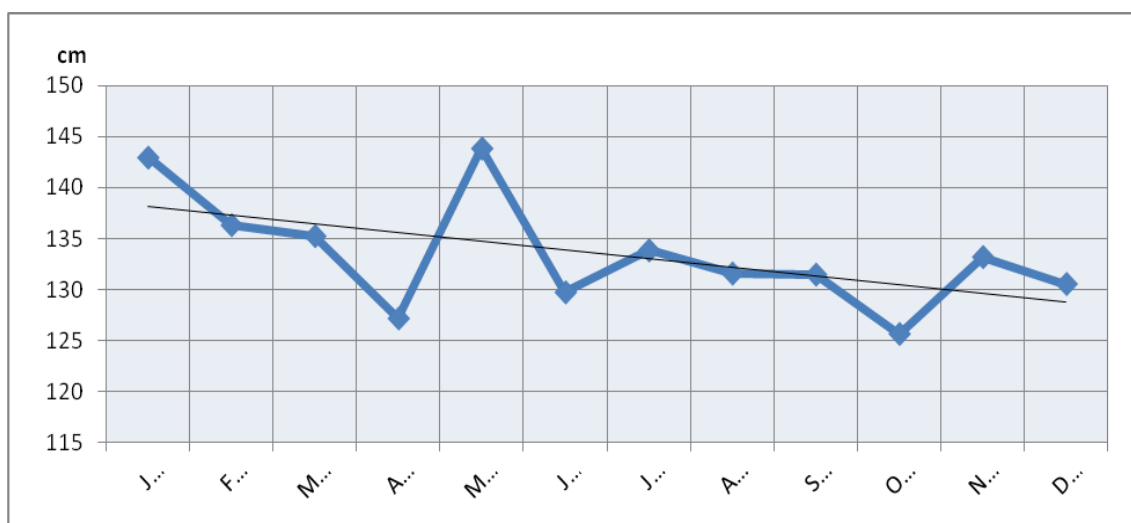
La taille moyenne n'affiche pas une tendance claire. Néanmoins, on constate globalement une tendance décroissante entre janvier et décembre. Les individus capturés entre janvier et mars ont une taille moyenne relativement élevée comparé à ceux pêchés durant le reste de l'année (**Figure 2**). La valeur maximale observée au mois de mai doit être interprétée avec prudence du fait que le nombre d'individus capturés pendant ce mois est relativement faible (faible activité de pêche).

#### Références bibliographiques

- Abid, N. 1998 Contribution à l'étude de la pêche artisanale de l'espadon dans le détroit de Gibraltar. Mémoire de troisième cycle. IAV. Rabat.
- Srouf A.; N. Abid; J. M. de la Serna. 1999. Estudio de la biología y pesca de tunidos y especies afines explotados en la costa hispano-marroquí del Mediterraneo y área de influencia del estrecho de Gibraltar : Rap final du projet FAO- COPEMED / tunidos 98 ; CGP/ REM/ 057. EIO-INRH 1999
- Srouf A.; N. Abid; J. M. Delaserna, M. Tawil; A. Hattour; A. Farrugia. 2000. Research of fishing in biology of bluefin Tuna (*Thunnus thynnus*) and swordfish (*Xiphias gladius*) in the Mediterranean sea: final report. FAO-COPEMED.
- Srouf, A.; N. Abid; J. M. Delaserna, M. Tawil; A. Hattour; A. Farrugia. 2001. Research of fishing in biology of bluefin Tuna (*Thunnus thynnus*) and swordfish (*Xiphias gladius*) in the Mediterranean sea: final report. FAO-COPEMED.
- Srouf, A et A. Fahfouhi. 1999. Rapport National du Maroc. Rapport de la période biennale 1999-2000. ICCAT.
- Srouf, A et A. Fahfouhi. 2000. Rapport National du Maroc. Rapport de la période biennale 2000-2001. ICCAT.
- Srouf A.; A. Fahfouhi; T. El Ktiri 2001. Rapport National du Maroc. SCRS/2001/016
- MEJUTO *et al.* (1988) . ICCAT Manual, 1st Edition (January 2010) , Size-weight relationships used by the SCRS for Atlantic and Mediterranean swordfish.



**Figure 1.** Evolution annuelle de la taille moyenne de l'espardon débarqué au port de Dakhla entre 2003 et 2010.



**Figure 2.** Evolution mensuelle de la taille moyenne pondérée de l'espardon débarqué au port de Dakhla durant la période 2003- 2010.

**STANDARDIZED CATCH INDICES OF  
ATLANTIC SWORDFISH, *XIPHIAS GLADIUS*, FROM THE UNITED STATES  
PELAGIC LONGLINE OBSERVER PROGRAM**

Matthew Lauretta<sup>1</sup>, John Walter<sup>2</sup>, and Craig Brown<sup>3</sup>

*SUMMARY*

*United States pelagic longline observer data were analyzed to estimate annual indices of swordfish abundance in the western Atlantic Ocean for two periods, 1987 to 2003 and 2004 to 2011. The two periods were modeled separately to account for a fleet-wide change in gear configuration in response to regulatory requirements for the use of circle hooks beginning August 2004. Observer recorded data were filtered for sets that targeted swordfish, exclusively. The proportion of positive sets was greater than 0.95 for all years, therefore the delta-method or other zero-inflated regression was not deemed necessary. A lognormal, generalized linear model was used to evaluate multiple factors which may affect catch rates, including year, season, and region, as well as gear characteristics and environmental conditions. Significant factors in the lognormal regression of the log<sub>e</sub>-transformed positive catch rates included year, region, season, bait type, and light sticks. Year, bait type, and light sticks were significant factors in the yield per unit effort regression also. Standardized abundance indices in numbers and weight are presented along with estimates of mean uncertainty for both periods.*

*RÉSUMÉ*

*Les données des observateurs palangriers pélagiques des États-Unis ont été analysées afin d'estimer les indices annuels d'abondance de l'espadon dans l'océan Atlantique Ouest pour deux périodes, 1987 à 2003 et 2004 à 2011. Les deux périodes ont été modélisées séparément afin de tenir compte d'un changement de toute la flottille dans la configuration de l'engin en réponse aux exigences réglementaires concernant l'utilisation d'hameçons circulaires depuis août 2004. Les données consignées par les observateurs ont été filtrées pour les opérations qui ciblaient exclusivement l'espadon. La proportion d'opérations positives était supérieure à 0,95 pour toutes les années, c'est pourquoi il n'a pas été jugé nécessaire de recourir à la méthode delta ou à la régression à inflation de zéros. Un modèle linéaire généralisé lognormal a été utilisé pour évaluer de nombreux facteurs susceptibles d'affecter les taux de capture, dont l'année, la saison et la zone, ainsi que les caractéristiques des engins et les conditions environnementales. Des facteurs significatifs dans la régression lognormale des taux de capture positive traités par transformation logarithmique incluaient l'année, la zone, la saison, le type d'appât et les baguettes lumineuses. L'année, le type d'appât et les baguettes lumineuses étaient aussi des facteurs significatifs dans la régression de la production par unité d'effort. Des indices d'abondance standardisés en nombres et en poids sont présentés ainsi que des estimations de la moyenne de l'incertitude pour les deux périodes.*

*RESUMEN*

*Se analizaron los datos de observadores de palangre pelágico de Estados Unidos para estimar los índices anuales de abundancia de pez espada en el Atlántico occidental para dos periodos, 1987 a 2003 y 2004 a 2011. Los dos periodos se modelaron por separado para tener en cuenta un cambio en toda la flota en la configuración del arte en respuesta a los requisitos reglamentarios sobre el uso de anzuelos circulares que empezaron en agosto de 2004. Los datos consignados por los observadores fueron filtrados por lances dirigidos al pez espada exclusivamente. La proporción de lances positivos era superior a 0,95 para todos los años,*

<sup>1</sup> NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL, 33149-1099, USA; E-mail: matthew.lauretta@noaa.gov

<sup>2</sup> U.S. Department of Commerce National Marine Fisheries Service, Southeast Fisheries Science Center Sustainable Fisheries Division 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149 USA Contribution SFD-2009/013, Email: John.F.walter@noaa.gov

<sup>3</sup> U.S. Department of Commerce National Marine Fisheries Service, Southeast Fisheries Science Center Sustainable Fisheries Division 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149 USA Contribution SFD-2009/013, Email: Craig.brown@noaa.gov

*por lo tanto no se consideró necesario el método delta u otra regresión de ceros aumentados. Se utilizó un modelo lineal generalizado lognormal para evaluar múltiples factores que podrían afectar a las tasas de captura, incluidos año, temporada y región, así como características del arte y condiciones medioambientales. Los factores significativos en la regresión lognormal de las tasas de captura positivas transformadas logarítmicamente incluían año, región, temporada, tipo de cebo y bastones de luz. El año, tipo de cebo y los bastones de luz eran factores significativos también en la regresión de rendimiento por unidad de esfuerzo. Se presentan los índices de abundancia estandarizados en números y peso junto con las estimaciones de incertidumbre media para ambos periodos.*

#### KEYWORDS

*Catch/effort, Commercial fishing, Long lining, Fishery surveys, Swordfish*

## 1. Introduction

The United States pelagic longline fishery has operated in the northwest Atlantic Ocean since the 1960s, primarily targeting swordfish, tunas, and occasionally sharks. An onboard observer program was initiated in 1992, with a target coverage of 5% of the deployed longline sets which was later expanded to 8% target coverage. Swordfish (*Xiphias gladius*) are targeted by the U.S. longline fleet and retained for commercial sale; however, several catch restrictions have been placed on swordfish, including minimum size regulations beginning in 1991, and the mandatory use of circle hooks beginning in 2004. Due to these regulatory restrictions, the use of observer recorded data is necessary to account for the discard of undersized swordfish, which may not be recorded in vessel catch logbooks. The observer database also contains information on the species targeted by the fleet, allowing for catch analyses based on vessels specifically targeting swordfish. Data from the pelagic observer program were analyzed to estimate standardized indices of abundance for swordfish in both numbers and weight. This report documents the analytical methods and provides standardized abundance indices for two periods 1987 to 2003 and 2004 to 2011.

## 2. Material and methods

Two periods were modeled separately to account for a fleet-wide regulatory requirement to use circle hooks beginning August 2004. Several data exclusions were applied, including the removal of bottom longline sets, non-swordfish targeted sets, and areas that had a closure regulation in effect during any time between 1992 and 2011. The one exception to closed area exclusion was the Northeast Distant Waters region which was closed to commercial fishing during 2001, 2002 and 2003; sets in this region were only excluded for those select years. A complete list of data exclusions applied to this analysis is provided below. Gear configuration factors tested in this analysis included the number of light sticks (categorical) and bait type (primarily squid, mackerel, herring, sardine or a mix of two bait types).

### 2.1 Data exclusions

The following records were excluded from the U.S. pelagic longline logbook database for the analysis of swordfish standardized catch rates:

- Data from regions with closed area regulation in effect were excluded
- Records without a defined location
- Bottom longline sets
- Sets that targeted any other species than swordfish
- Sets that did not capture at least one swordfish (67 total of 4,527 swordfish sets)

### 2.2 Data classifications

The following classifications were made to define factors:

Class variables:

- Year (period 1): 1992 to 2003
- Year (period 2): 2004 to 2011
- Season: Jan-Mar, Apr-Jun, Jul-Sep, Oct-Dec
- Area: Florida East Coast (22 to 30 latitude, 71 to 82 longitude), Gulf of Mexico, Caribbean Sea, South Atlantic Bight (30 to 35 latitude, 71 to 82 longitude), Mid-Atlantic Bight (35 to 43 latitude, 71 to 78 longitude), Northeast Coastal Atlantic (35 to 45 latitude, 65 to 71 longitude and 35 to 50 latitude, 60 to 65 longitude), Northeast Distant Waters (35 to 55 latitude, 20 to 60 longitude), and Sargasso Sea (22 to 35 latitude, 60 to 71 longitude and 13 to 35 latitude, 20 to 60 longitude), Equatorial Atlantic (0 to 20 degrees latitude)
- Region: Gulf of Mexico and Caribbean, Atlantic Ocean north of 35 degrees latitude, and the Atlantic Ocean between 0 and 35 degrees latitude. Note that it was necessary to aggregate area strata into regions due to the fact that not all areas within a region were sampled annually.
- Bait Type: (squid, mackerel, herring, artificial, sardine, or combination of two types)
- Light sticks: categorical variable based on the number of light sticks used on the longline set

Numeric variables:

- Wave height
- Wind speed

### **2.3 Generalized linear models**

An individual longline set was considered a sample unit with fishing effort measured as number of hooks. The catch rate of swordfish was modeled as the number of fish per 1,000 hooks. Yield per unit effort was estimated as the number of fish times mean weight (converted from mean length measurements using length-weight regression parameters for Atlantic swordfish in the central North Atlantic published in the ICCAT manual,  $a = 4.203E-6$ ,  $b = 3.213$ ), divided by effort per 1,000 hooks. The standardization analysis used a generalized linear model (GLM) of the  $\log_e$ -transformed catch rates modeled as a linear function of fixed factors, with an assumed Gaussian distribution and using the identity function as a link. Factors considered included year, season (Jan-Mar, Apr-Jun, Jul-Sep, Oct-Dec), region (Gulf of Mexico and Caribbean, Atlantic Ocean >35 degrees latitude, and the Atlantic Ocean 0-35 degrees latitude), gear configuration (number of light sticks and bait type), and environmental conditions (wave height and wind speed).

A stepwise approach was used to quantify the relative importance of the main factors explaining the variance in catch rates. That is, first the Null model was ran, in which no factors were entered in the model (intercept only model). These results reflect the distribution of the nominal data. Each potential factor was then tested iteratively. The results were ranked from greatest to least reduction in deviance per degree of freedom when compared to the Null model. The factor which resulted in the greatest reduction in deviance per degree of freedom was then incorporated into the model, provided two conditions were met: 1) the effect of the factor was determined to be significant at the 5% probability based upon a Chi-Square test, and 2) the deviance per degree of freedom was reduced by at least 1% from the less complex model. This process was repeated, adding factors one at a time at each step, until no factor met the criteria for incorporation into the final model or the model demonstrated a lack of convergence. Note that models with two-way factor interactions demonstrated a lack of convergence.

Least square means and standard errors were estimated by year, and corrected for lognormal back-transformation. The standardized indices were estimated assuming a split time series to account for possible changes in catchability associated with regulatory requirements for the use of circle hooks in August 2004. The split time series model ran separate GLMs for the period prior to circle hooks regulations, 1987 to 2003, and the period after the circle hook regulation was put in effect, 2004 to 2011. Standardized indices are presented in numbers and weights along with estimates of uncertainty.

### 3. Results and Discussion

#### 3.1 Geographic coverage

The spatial distributions of observer longline sets used in the analysis are shown in **Figure 1**. Data are in number of sets per 5 degree longitude by 5 degree latitude spatial cell. In general, the geographic coverage of the data included the eastern Gulf of Mexico, Caribbean Sea, U.S. east coast, Grand Banks, and Sargasso Sea. Notable trends in the geographical distribution of sets include the closure of the Northeast Atlantic distant waters (Grand Banks area) during 2001 through 2003, and decreased effort in offshore waters over the last decade compared to the 1990s, indicating fleet contraction.

#### 3.2 Time Series Continuity

The observer time series is split into two time periods 1992 to 2003 and 2004 to 2011 to account for a regulatory change implemented in August 2004.

#### 3.3 Standardized Indices

Sample sizes ranged in the tens to hundreds of samples per individual stratum (**Figure 2**). Observed mean catch rates showed the greatest variation between bait types, years, and fishing areas; mean observed catch rates were less variable between season and light stick factors (**Figure 3**). Nominal mean catch rates by region showed different trends between regions, specifically between the Gulf of Mexico/Caribbean and Atlantic Ocean (**Figure 4**). Year, season, area, bait type, and light sticks were identified as significant factors in the lognormal regression of swordfish catch rates. Year, bait type, and light sticks were identified as significant factors in the lognormal regression of yield per unit effort. Year demonstrated the largest reduction in model residual deviance, followed by bait type for both the numbers and weight regressions (**Table 1**). Results from the model development procedure and the final selected models are listed in **Table 1**. Descriptive statistics and annual standardized indices are presented in **Table 2 and 3** for the number and weight indices, respectively. Nominal and model estimated mean catch and yield rates and 95% confidence intervals are shown in **Figures 5 and 6**. In general, both the number and weight indices indicated similar trends with peaks in abundance during the late 1990s and 2000s. Due to changes in gear configuration and the potential for a change in catchability, abundance trends between the beginning (1992 to 2003) and end (2004 to 2011) of the time series were not considered comparable.

#### 3.4 Model diagnostics

The normal probability distribution demonstrated good fit to the  $\log_e$ -transformed catch rates in numbers, although quantile-to-quantile plots show deviation at the distribution tails (**Figure 7**). Normal probability fit to the  $\log_e$ -transformed yield per unit effort demonstrated a less appropriate fit to the observed data, especially at the distribution tails (**Figure 8**). Model residuals also indicated adequate lognormal regression fit to the observed catch rates in both numbers and weights (**Figures 7 and 8**).

#### 3.5 Size structure of swordfish

Swordfish sizes ranged from approximately 40 to 290 cm lower-jaw fork length, with the highest catches of fish between 100 and 150 cm (**Figure 9**). No distinct changes in the size structure of swordfish were observed over the period of record, although distributions in recent years demonstrated a positive skew, indicating a higher proportion of smaller individuals compared to data from the early period of the time series.

**Table 1.** Atlantic swordfish indices standardization model selection criteria summary using deviance reduction by iterative inclusion of fixed factors, and chi-square test for significance.

**Response variable in number (catch per unit effort)**

Model	DF	Deviance	Dev/DF	% reduction	LogLikelihood	Chisq-Stat	Chisq-Pr
BASE	4459	3690.8	0.828		-5906		
YEAR	4440	3358.1	0.756	8.62	-5696	421	<0.0001
YEAR BAIT	4426	3146.1	0.711	6.02	-5550	289	<0.0001
YEAR BAIT SEASON	4423	3077.3	0.696	2.12	-5500	99	<0.0001
YEAR BAIT SEASON REGION	4417	2994.7	0.678	2.55	-5437	114	<0.0001
YEAR BAIT SEASON REGION LGHTC	4416	2948.5	0.668	1.52	-5402	69	<0.0001

**Response variable in weight (yield per unit effort)**

Model	DF	Deviance	Dev/DF	% reduction	LogLikelihood	Chisq-Stat	Chisq-Pr
BASE	4439	3997	0.900		-6067		
LGHTC	4436	3743	0.844	6.29	-5921	291	<0.0001
LGHTC YEAR	4417	3516	0.796	5.67	-5782	278	<0.0001
LGHTC YEAR BAIT	4411	3357	0.761	4.37	-5679	203	<0.0001

**Table 2.** Summary statistics and standardized catch indices (catch in numbers per unit effort) of swordfish from the United States pelagic observer program database.

Year	n	Effort (1000 hooks)	Catch (numbers)	Nominal CPUE	Proportion Positive	Standardized CPUE	Standard Error	Index	CV
1992	145	62.6	2,004	32.0	0.993	30.1	1.98	1.00	0.07
1993	324	164.3	4,351	26.5	0.988	28.0	1.24	0.93	0.04
1994	243	121.3	3,265	26.9	0.963	28.6	1.49	0.95	0.05
1995	283	160.3	4,541	28.3	0.996	29.7	1.39	0.99	0.05
1996	196	94.5	2,170	23.0	0.959	27.6	1.60	0.91	0.06
1997	167	90.8	2,336	25.7	0.988	27.7	1.70	0.92	0.06
1998	134	58.7	2,003	34.1	1.000	45.7	3.09	1.52	0.07
1999	181	105.8	4,143	39.2	0.994	49.1	2.88	1.63	0.06
2000	204	112.3	3,189	28.4	0.975	24.7	1.39	0.82	0.06
2001	143	82.1	1,964	23.9	0.986	29.3	1.93	0.97	0.07
2002	126	88.5	1,564	17.7	1.000	22.6	1.60	0.75	0.07
2003	216	154.2	2,625	17.0	0.991	18.5	1.01	0.61	0.05
2004	350	277.3	4,629	16.7	0.977	18.8	0.90	0.79	0.05
2005	228	169.9	3,923	23.1	0.991	25.0	1.43	1.05	0.06
2006	181	122.5	2,486	20.3	0.978	24.6	1.58	1.03	0.06
2007	199	146.3	3,597	24.6	0.995	30.6	1.87	1.28	0.06
2008	217	144.9	4,045	27.9	0.986	33.4	1.97	1.40	0.06
2009	271	187.2	4,542	24.3	0.993	24.1	1.27	1.01	0.05
2010	293	196.8	2,851	14.5	0.990	15.4	0.78	0.65	0.05
2011	426	260.5	4,498	17.3	0.979	19.0	0.84	0.79	0.04



**Table 3.** Summary statistics and standardized catch indices (yield in kgs per unit effort) of swordfish from the United States pelagic observer program database.

Year	n	Effort (1000 hooks)	Yield (RWT in kgs)	Nominal YPUE	Standardized YPUE	Standard Error	Index	CV
1992	139	60.9	63547	1043	997.8	72.7	1.07	0.07
1993	318	161.4	158993	985	967.8	46.8	1.03	0.05
1994	233	117.4	98410	839	898.2	51.3	0.96	0.06
1995	282	159.9	161122	1007	1053.6	53.9	1.13	0.05
1996	187	91.1	75017	823	1010.0	63.9	1.08	0.06
1997	164	89.4	69550	778	889.6	59.4	0.95	0.07
1998	134	58.7	54523	929	1202.4	88.6	1.28	0.07
1999	180	105.0	124210	1183	1455.9	93.1	1.56	0.06
2000	196	110.2	102918	934	802.8	49.5	0.86	0.06
2001	141	81.6	48861	599	714.4	51.1	0.76	0.07
2002	126	88.5	52469	593	644.9	49.5	0.69	0.08
2003	214	153.4	88429	577	593.5	35.4	0.63	0.06
2004	341	272.4	198067	727	734.4	37.2	0.86	0.05
2005	226	168.6	130375	773	864.1	52.1	1.01	0.06
2006	177	120.2	98714	821	892.5	60.6	1.04	0.07
2007	197	145.8	131156	900	1047.5	67.8	1.22	0.06
2008	214	142.3	138575	974	1085.8	67.6	1.26	0.06
2009	269	186.8	173636	929	888.0	49.4	1.03	0.06
2010	290	194.6	119283	613	613.8	32.8	0.71	0.05
2011	412	254.2	175752	691	741.8	34.9	0.86	0.05

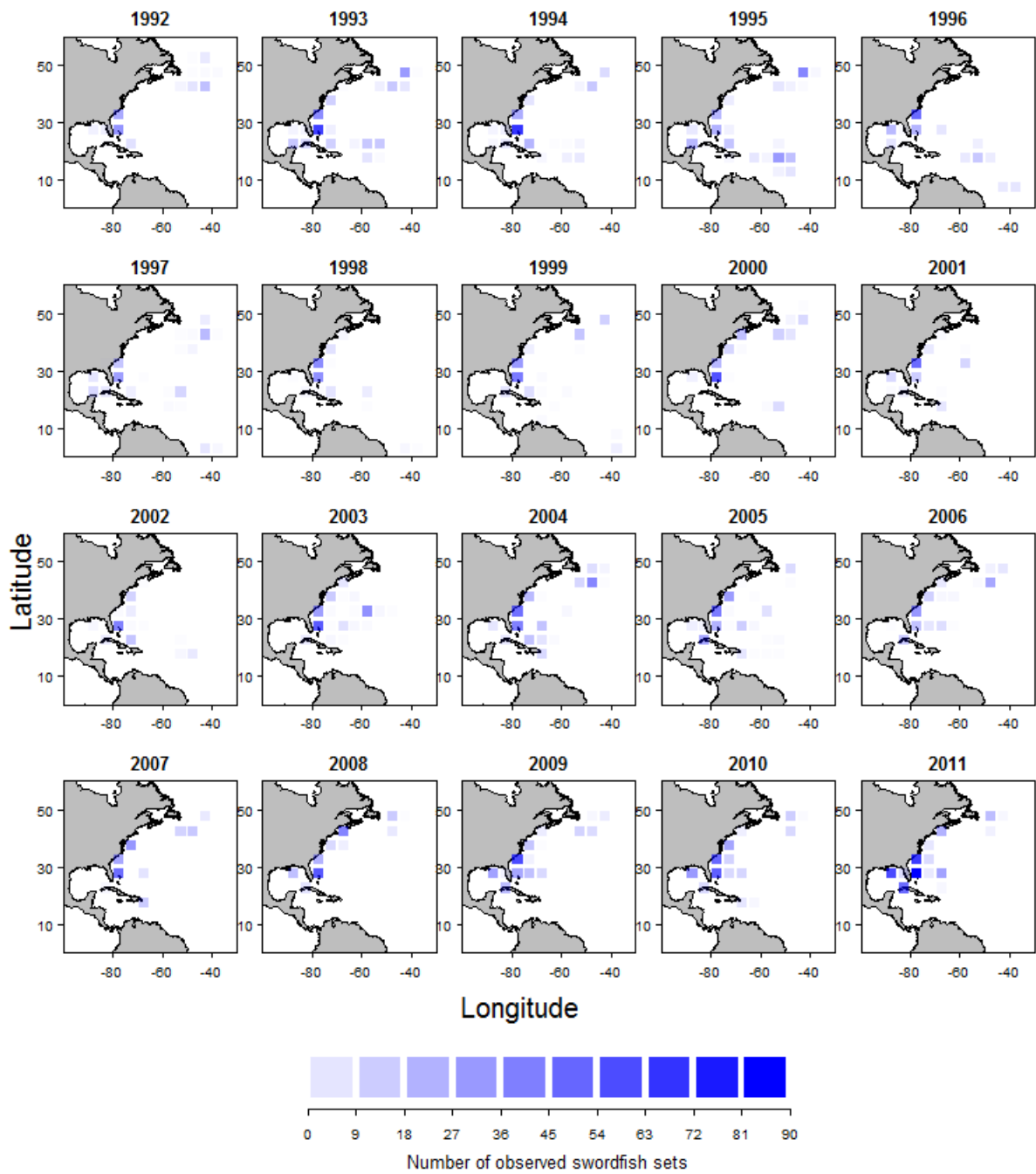


Figure 1. Spatial distribution of pelagic longline observer samples.

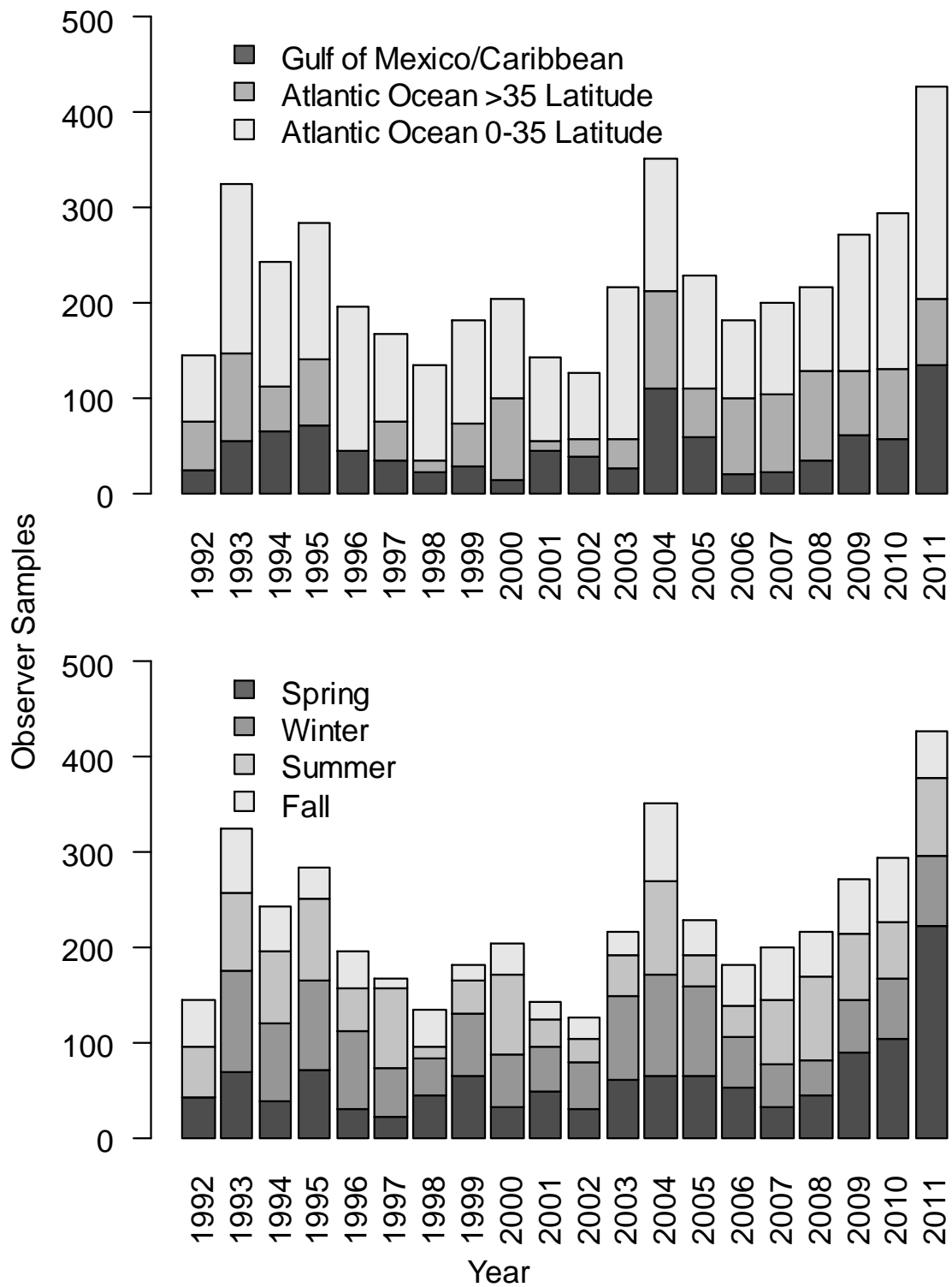
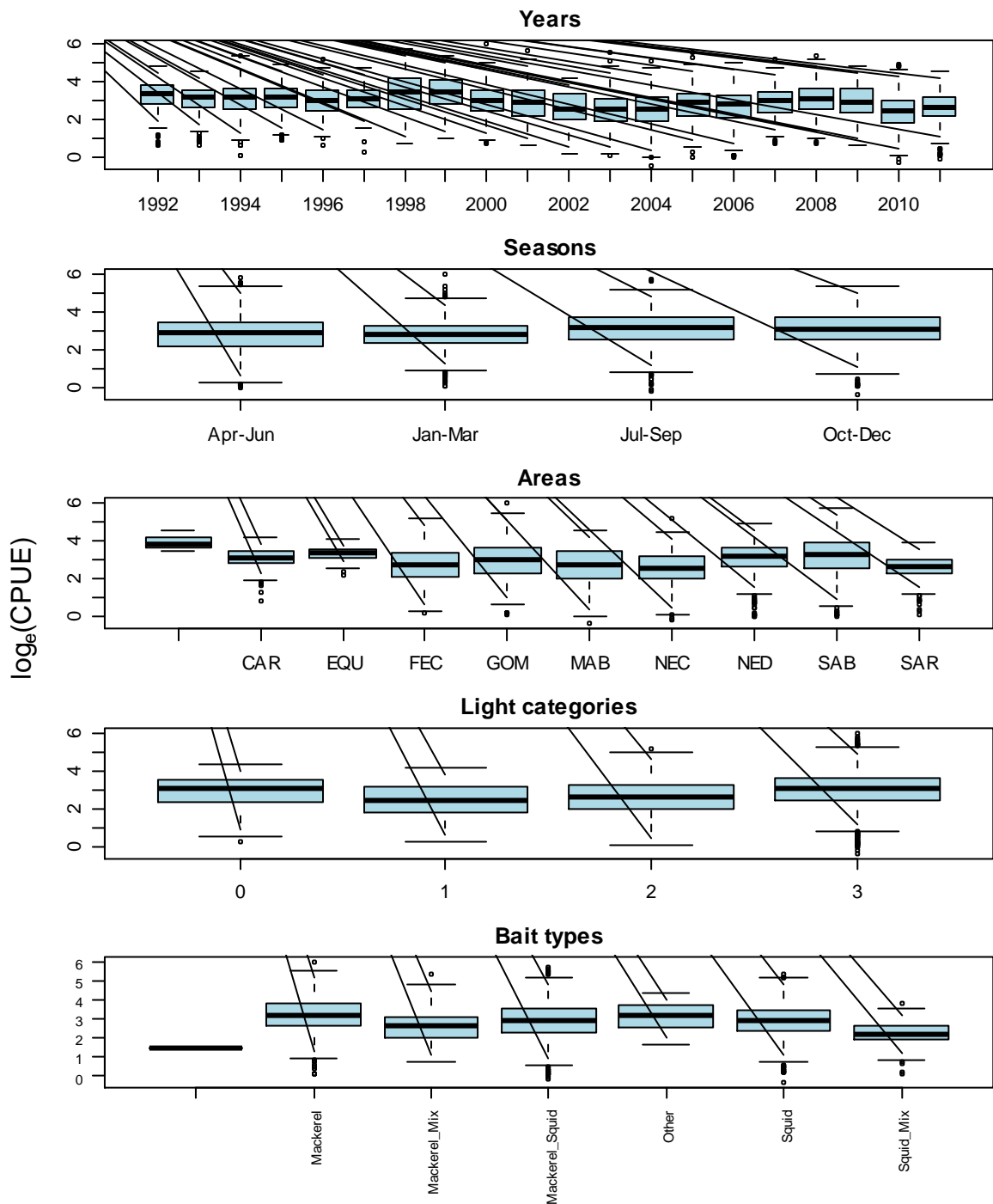
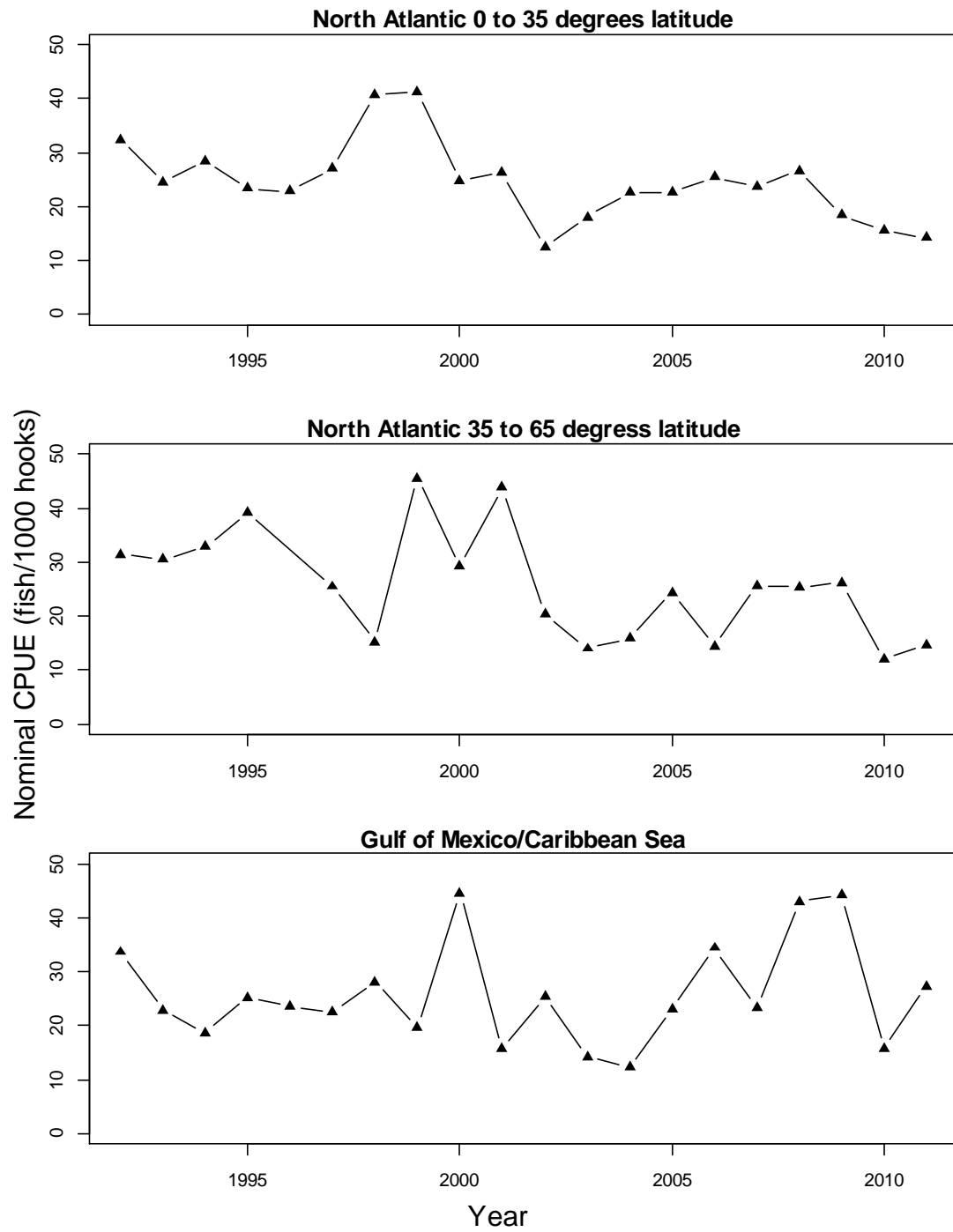


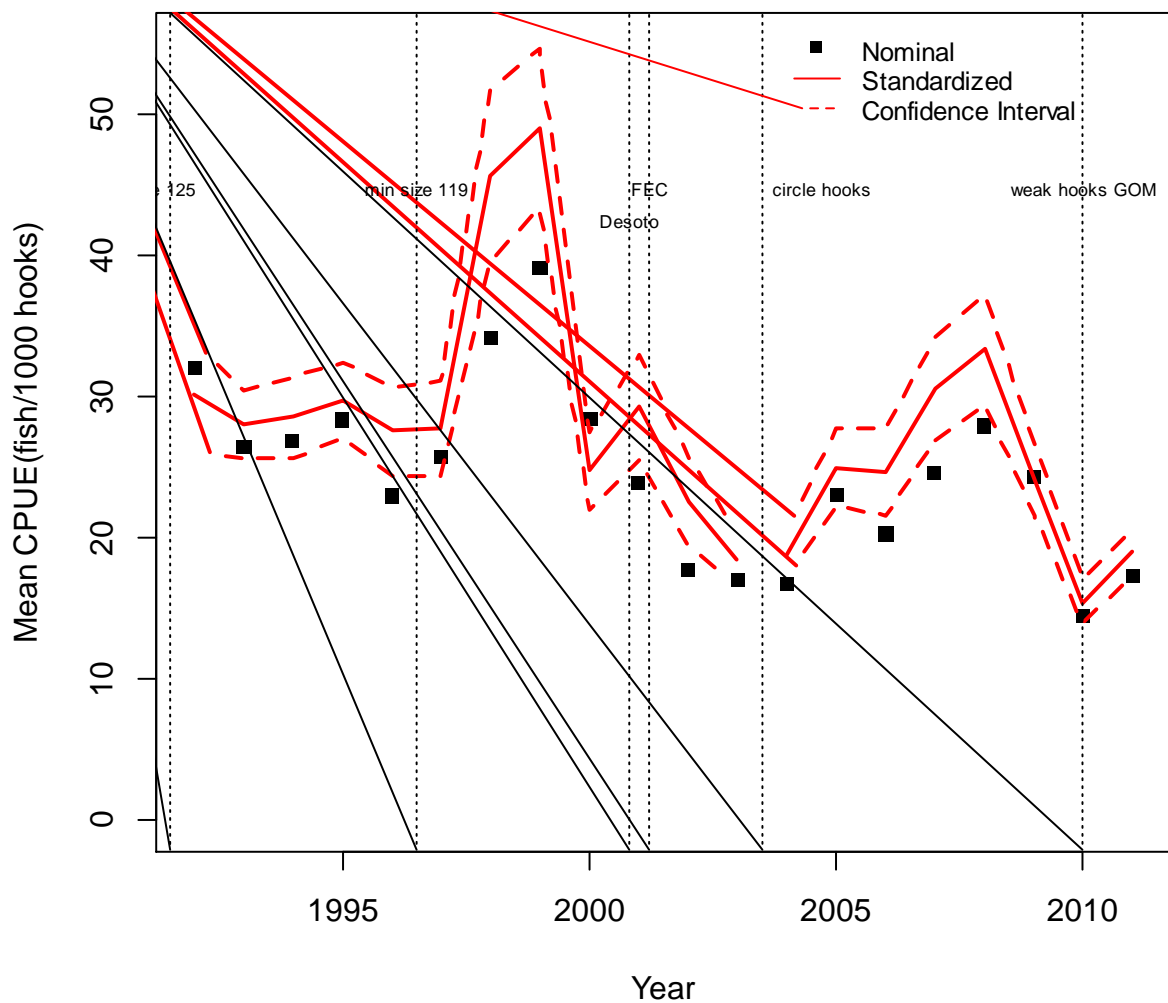
Figure 2. Yearly sample sizes of swordfish targeted longline sets per region and season strata.



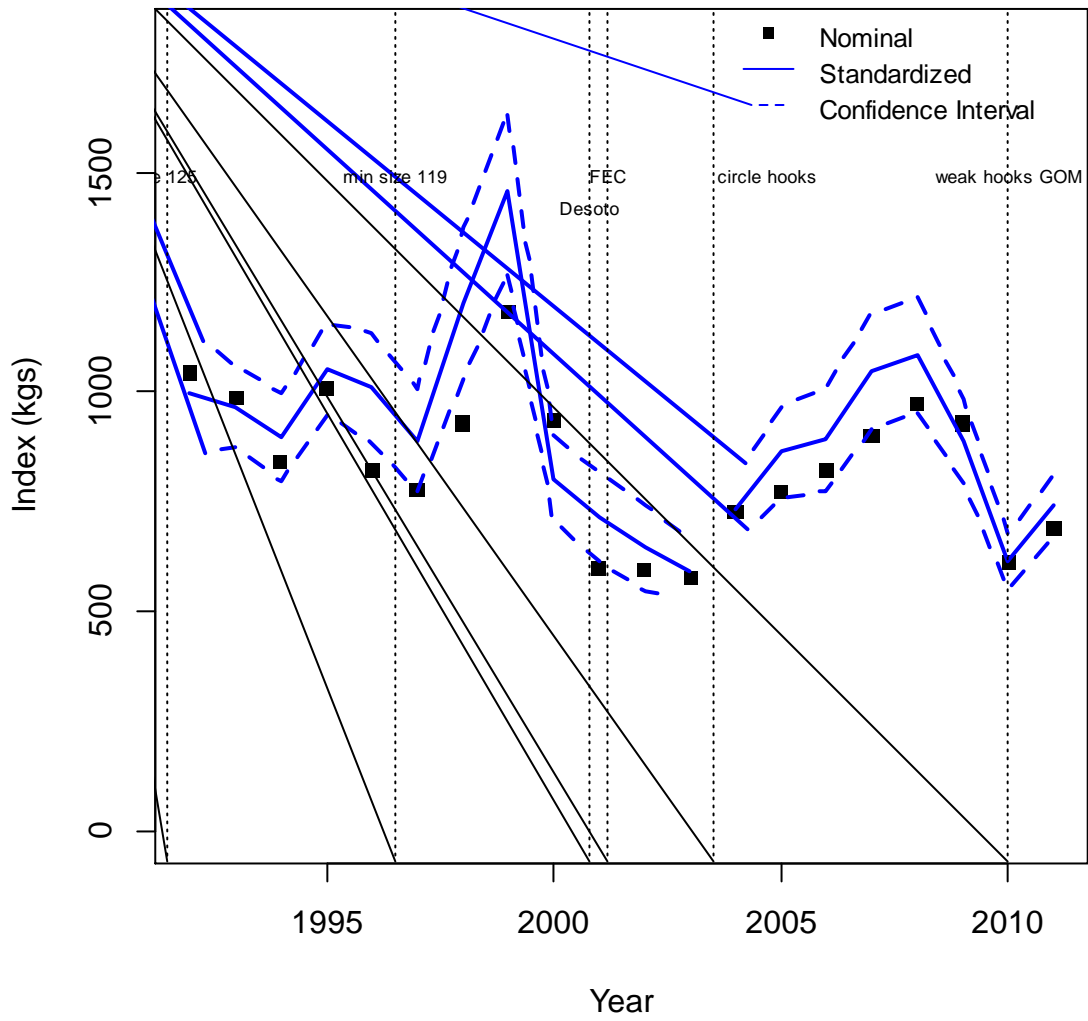
**Figure 3.** Mean and 95<sup>th</sup> quantiles of  $\log_e$ -transformed catch rates per year, season, and area strata. CAR=Caribbean Sea, EQU=Equatorial Atlantic 0-20 degrees latitude, FEC=Florida East Coast, GOM=Gulf of Mexico, MAB=Mid-Atlantic Bight, NEC=Northeast Coastal Atlantic, NED=Northeast Distant Waters, SAB=South Atlantic Bight, SAR=Sargasso Sea.



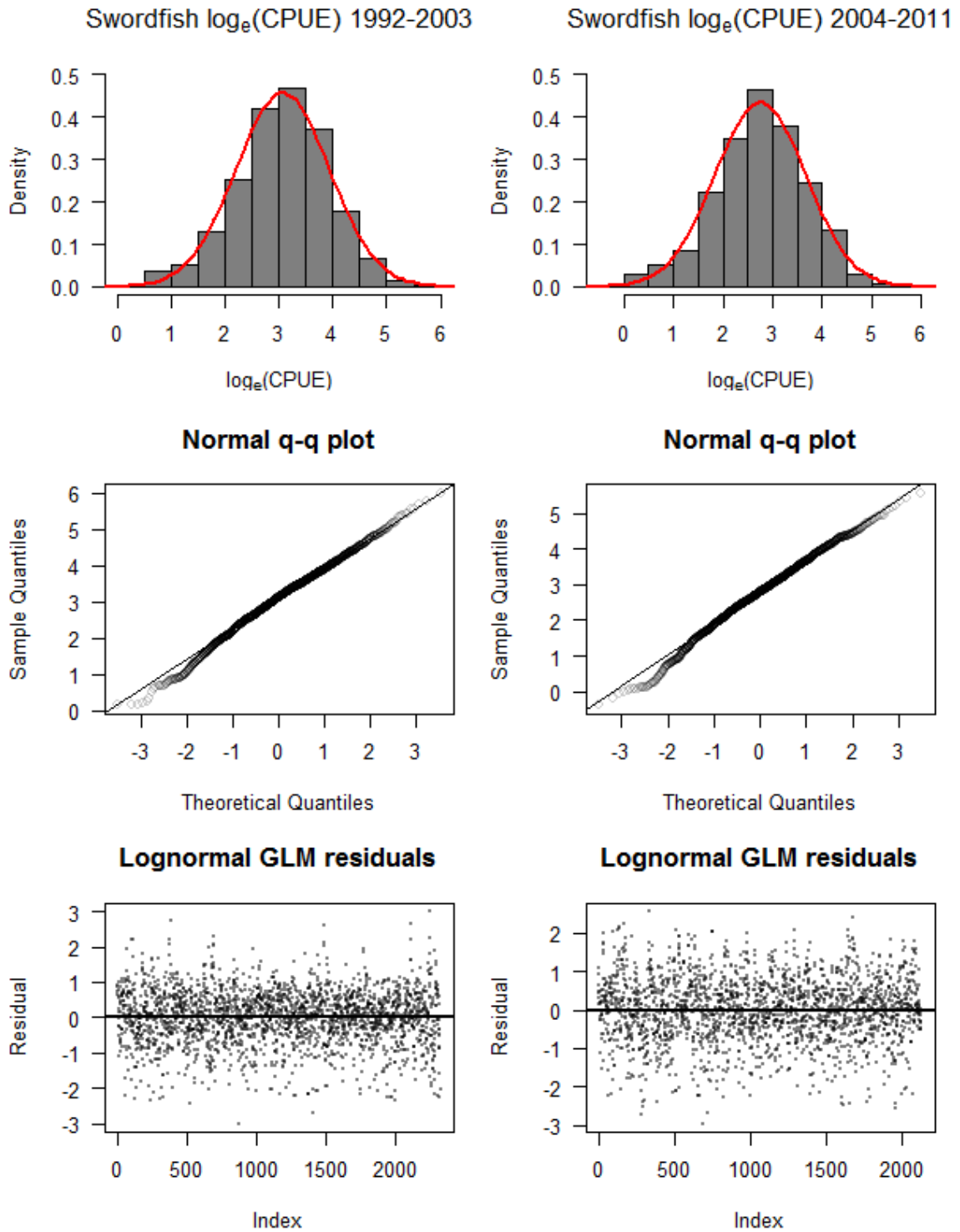
**Figure 4.** Nominal swordfish catch rates in numbers by region and year.



**Figure 5.** Nominal and standardized catch rate indices in numbers of Atlantic swordfish from United States pelagic longline observer data.

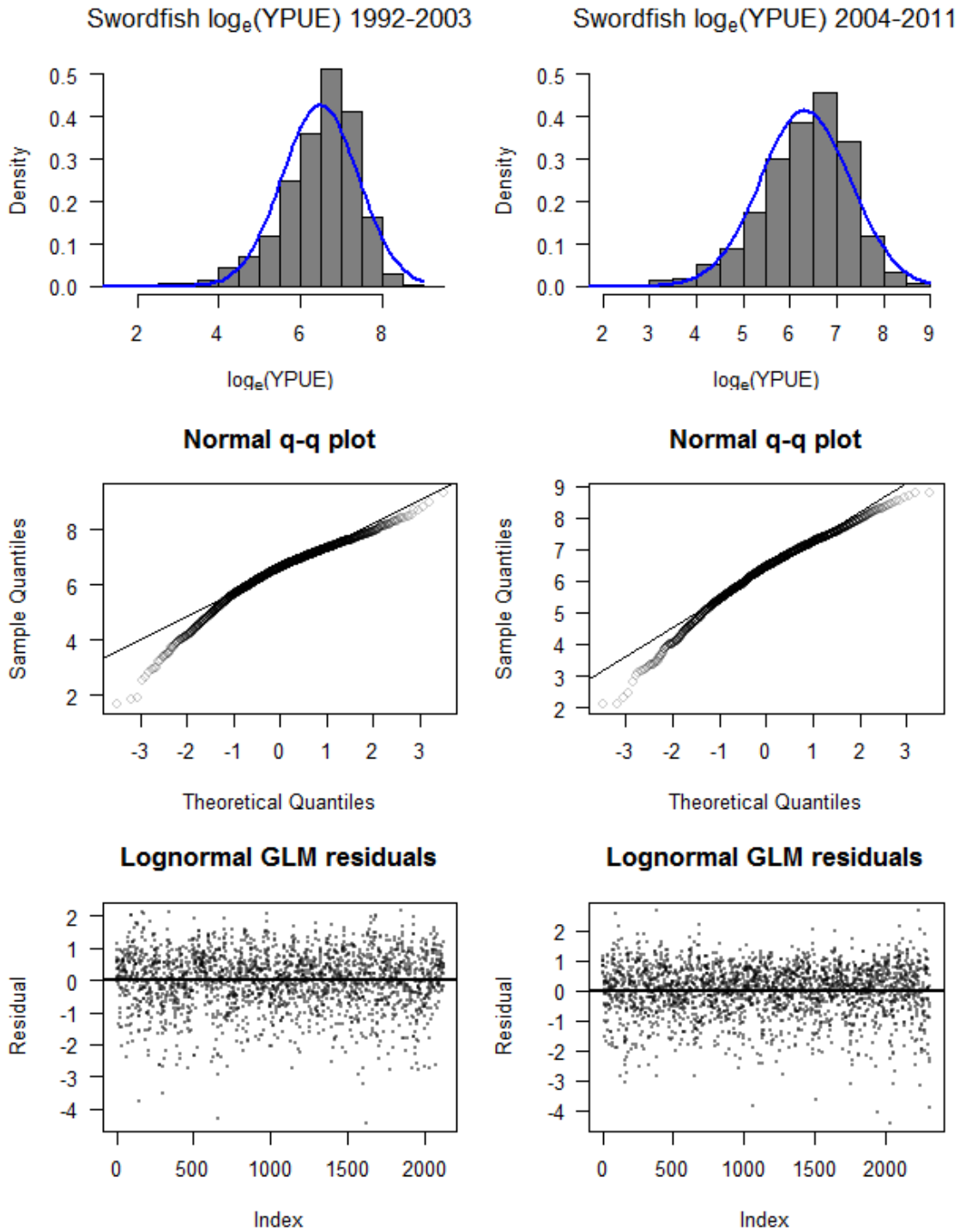


**Figure 6.** Nominal and standardized catch rate indices in kilograms of Atlantic swordfish from United States pelagic longline observer data.

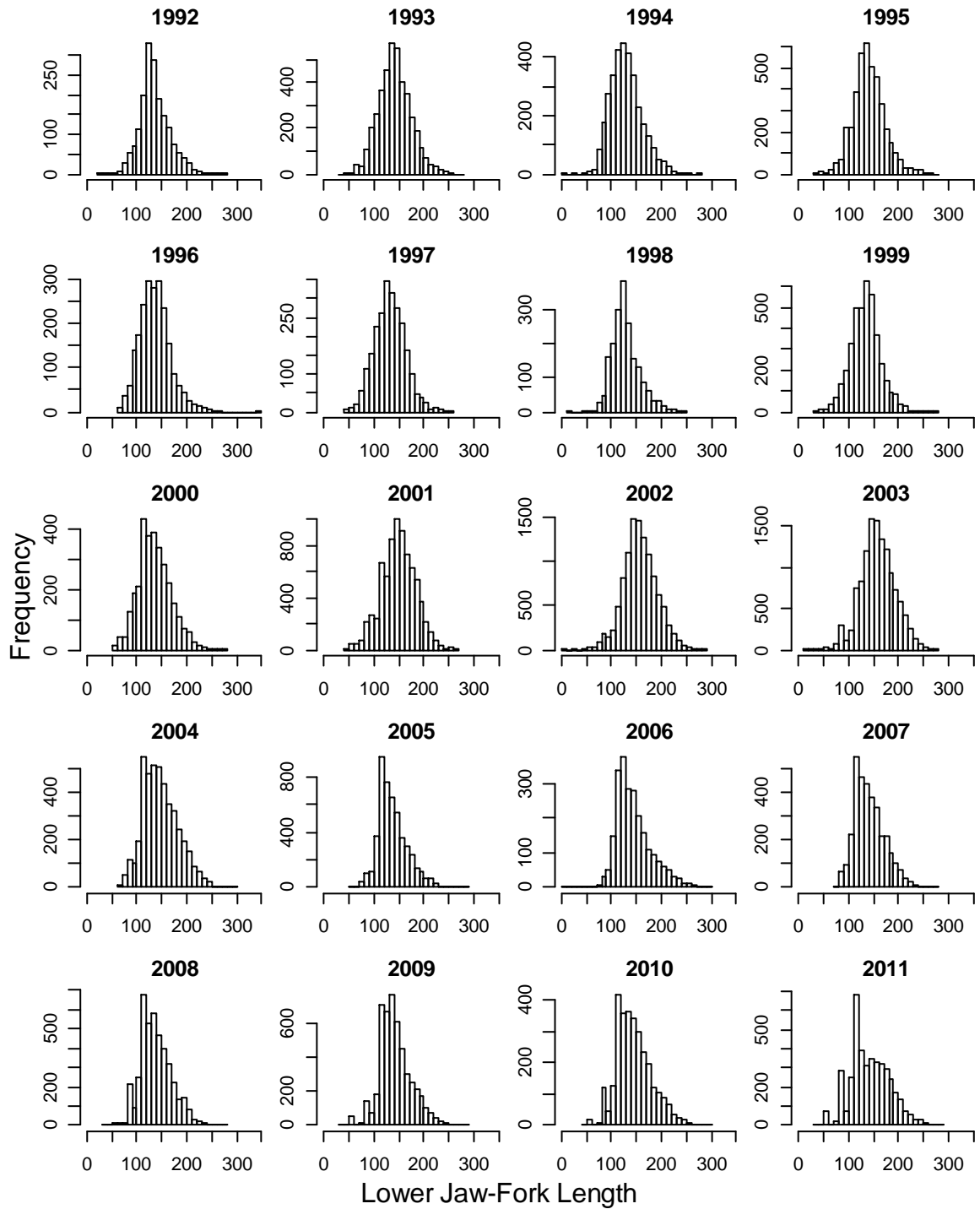


**Figure 7.** Swordfish catch (numbers) per unit effort (1000 hooks) lognormal regression GLM model diagnostics: log catch rate distributions and normal probability models, normal quantile-quantile plots, and model residuals.





**Figure 8.** Swordfish yield (in kgs round weight) per unit effort (1000 hooks) lognormal regression GLM model diagnostics: log catch rate distributions and normal probability models, normal quantile-to-quantile plots, and model residuals.



**Figure 9.** Size frequency distributions of swordfish measured by onboard observers of swordfish targeted trips during 1992 to 2011.

## STANDARDIZED CATCH RATES OF SWORDFISH (*XIPHIAS GLADIUS*) CAUGHT BY THE BRAZILIAN FLEET (1978-2012) USING GENERALIZED LINEAR MIXED MODELS (GLMM) USING DELTA LOG APPROACH

Humberto G. Hazin, Fabio H.V. Hazin, Bruno Mourato,  
Felipe Carvalho, T. Frédou

### SUMMARY

*Catch and effort information from the Brazilian tuna longline fleet (national and chartered) in the equatorial and southwestern Atlantic Ocean was collected. During the 1978 to 2012 period, 88423 sets were analyzed. The CPUE of swordfish was standardized by a Generalized Linear Mixed Models (GLMM) using a Delta Lognormal approach. The factors used in the model were: quarter, year, area, and fishing strategy. The standardized CPUE series shows a significant oscillation over time, with a general increasing trend from the end of the 1980s to 2007, then a sharp decrease from that year on.*

### RÉSUMÉ

*L'information sur la prise et l'effort provenant de la flottille palangrière brésilienne de thonidés (nationale et affrétée) opérant dans l'océan Atlantique équatorial et du Sud-Ouest a été recueillie. Au cours de la période 1978-2012, 88.423 opérations ont été analysées. La CPUE de l'espadon était standardisée en utilisant les modèles mixtes linéaires généralisés (GLMM) au moyen d'une approche delta log-normale. Les facteurs utilisés dans le modèle étaient les suivants: trimestre, année, zone et stratégie de pêche. Les séries de CPUE standardisées font apparaître une oscillation considérable dans le temps, avec une tendance générale à la hausse de la fin des années 80 à 2007, suivie d'une brusque chute à partir de cette année-là.*

### RESUMEN

*Se recopiló la información sobre captura y esfuerzo de la flota atunera de palangre brasileño (nacional y fletada) en el Atlántico suroccidental y ecuatorial. Durante 1978 a 2012, se analizaron 88.423 operaciones. Se estandarizó la CPUE de pez espada mediante modelos mixtos lineales generalizados (GLM) utilizando un enfoque delta lognormal. Los factores utilizados en el modelo fueron trimestre, año, área y estrategia de pesca. Las series de CPUE estandarizadas mostraban una oscilación significativa en el tiempo con una tendencia ascendente general desde finales de los 80 hasta 2007, seguida de un marcado descenso desde ese año en adelante.*

### KEYWORDS

*Abundance indices, Fishery indicators, Swordfish, Longline gear*

## 1. Introduction

Stock assessments for large pelagic are commonly based on catch per unit of effort (CPUE) due to the greater availability of such data. Although CPUE has been classically used as an index of relative abundance, the relationship between the CPUE and the actual abundance is not linear, being affected by several factors, which may, therefore, lead to interpretation errors and make its utilization rather complex. As a result of market changes over the years, for instance, a number of fleets have frequently altered their fishing strategies in order to increase their efficiency. Since 1956, when longline fishing operations began in the Southern Atlantic Ocean, a number of changes in fishing operations and strategies have been observed which directly reflect on catch compositions (Amorim e Arfelli, 1984; Hazin *et al.*, 2007; Carvalho *et al.*, 2010; Mourato *et al.*, 2011). Such variations lead to oscillations in catchability which may introduce serious errors in the estimation of abundance indices. The incorporation of these factors in the estimation of CPUE is, therefore, crucial for accurate stock

assessments. The main objective of the present paper was, thus, to generate a standardized CPUE series for swordfish caught by Brazilian longliners in the Atlantic Ocean, which may be utilized in the next swordfish stock assessment, scheduled for June, 2013.

## 2. Material and Methods

In the present study, catch and effort data from 88,423 tuna longline sets reported by the Brazilian tuna longline fleet, including both national and foreign chartered vessels, from 1978 to 2012 were analyzed. Data were obtained from fishing logbooks. The longline sets were distributed along a wide area of the equatorial and South Atlantic Ocean, ranging from 10°E to 52°W of longitude, and from 010°N to 50°S of latitude (**Figure 1**). The resolution of 1° x 1°, per fishing set, was used for the analysis of the geographical distribution of fishing effort and catches.

*Due to the moderate proportion of sets with zero catches of swordfish (24.5%), a GLMM using the Delta Lognormal approach was used for the standardized CPUE series. In the Delta Lognormal model, the catch rates are assumed to be the result of two dependent processes: a) the probability of catching at least one fish; and b) the conditional expected mean catch rate given that there is a positive probability of capture. In this case, the probability of capture was assumed to follow a binomial distribution, while the mean catch rate was assumed to follow a normal error distribution of the log-transformed observed CPUE. A GLMM model was applied with the logit function being used as the link between the linear predictor and the binomial error response variable.*

*GLMM models are generally non-orthogonal and the order of entry of explanatory variables affects the contribution of each variable in the final model (McCullagh & Nelder, 1989). We calculated the relative importance of each explanatory variable to set the order of entry for each variable, ( $R^2$  - contribution averaged over ordering among regressors LMG) (**Figure 2**), which provides a decomposition of the model variance into non explained - negative contributions (Groenping, 2006).*

For the final model, the selection of factors and interactions was carried out by analysis of deviance tables (Ortiz and Arocha 2004). Briefly, main factors and interactions were included in the model if: a) the percent of total deviance explained by a given factor/interaction was 4% or greater; and b) the Chi-square probability was 0.05 or less for the test of deviance explained versus the number of additional parameters estimated for a given factor or interaction. In the case of a statistically significant interaction between the year factor and any other factor, they were considered as random interactions in the final model.

Once the fixed factors and interactions were selected, all interactions involving the factor year were evaluated as random variables to obtain the estimated index per year, transforming the GLMs in a GLMMs (Generalized Linear Mixed Models) (Cooke 1997). Selection of the final mixed model was based on the Akaike's Information Criterion (AIC), Schwarz's Bayesian Information Criterion (BIC), and a chi-square test of the difference between the [-2 log likelihood statistic] successive model formulations (Littell *et al.* 1996). Relative indices for the delta model formulation were calculated as the product of the year effect least square means (LSmeans) from the binomial and the lognormal model components. The LSmeans estimates use a weighted factor of the proportional observed margins in the input data to account for the un-balanced characteristics of the data. LSmeans of lognormal positive trips were bias corrected using Lo *et al.* (1992) algorithms. Also, variance estimation of the standardized index was calculated following Walter and Ortiz (2012) for two-stage CPUE estimator.

The factors considered as explanatory variables were "Year" (35), "Quarter" (4), "Area" (A1>25°S; A2<25°S), "Fishing strategy" (4). The fleet strategy was estimated in two steps (Hazin, *et al.*, in preparation): in the first step, a cluster analysis was done to identify the different targeting strategies by combining groups that are internally coherent and externally isolated. Accordingly, based on the 88,423 fishing sets done, with about 25 species reported on the observer log-books, 6 clusters were identified, with the following species being predominant in the catches: 1) YFT; 2) BET; 3) BSH; 4) Others; 5) ALB; and 6) SWO. In the second step, a matrix was constructed considering the percentage of sets done by each fishing boat, within each cluster. Then, a MDS (Multidimensional Scaling) method (Kaufman and Rousseeuw 2005) was applied to find coherent patterns that may discriminate groups of boats with similar fishing strategies, with four different strategies being identified. These four different "fishing strategies" (description in **Table 1**) were then used as a factor in the CPUE standardization by GLMM. The spatial distribution of the set by strategy was plotted (**Figure 3**). This methodology has been used in several other instances, such as during the last assessments of yellowfin tuna and both mako and blue sharks.

## Results

The proportion of null catches of swordfish for the study area was 24.5% for the entire period. In most cases, the proportion of positive catches of swordfish was between 61% and 96% of the sets (**Table 2**). **Figure 4** depicts the number the positive observations by factors. **Table 3** shows an example of the deviance table for swordfish. Estimated standardized CPUE was estimated as the product of the estimated proportion of positive sets per year times the mean catch rate per year for positive sets for each year. The selected models for the lognormal and binomial components were:

Lognormal Model:  $\log(\text{CPUE}) = \text{Strategy} + \text{Year} + \text{Quarter} + \text{Area} + \text{random}(\text{Year}:\text{Quarter})$

Binomial Model:  $\text{proportion} = \text{Strategy} + \text{Year} + \text{Quarter} + \text{Area} + \text{random}(\text{Year}:\text{Quarter}) + \text{random}(\text{Year}:\text{Area})$

Diagnostic plot for the Lognormal model showed that the assumption of the lognormal distribution for the positive dataset seems to be adequate as indicated in the QQ-plots (**Figure 5**). Residuals were homoscedastic at least in the case of the positive dataset. There were no temporal trends in the residuals on a yearly basis, so the assumption of independence of the samples was acceptable (**Figure 6**).

The standardized CPUE series shows a significant oscillation over time, with a general increasing trend from final eighties to 2007, then a sharp decrease from that year on (**Table 4 and Figure 6**).

## References

- Amorim, A. F E Arfelli, C. A. 1984. Estudo biológico pesqueiro do espadarte, *Xiphias gladius* Linnaeus, 1758, no sudeste e sul do Brasil (1971 a 1981). B. Inst. Pesca, São Paulo, 11(único):35-62.
- Carvalho, F.; Murie, D.; Hazin, F. H. V.; Hazin, H.; Leite-Mourato, B.; Travassos, P.; Burgess, G. Catch rates and size composition of blue sharks (*Prionace glauca*) caught by the Brazilian pelagic longline fleet in the southwestern Atlantic Ocean. Aquat. Living Resour, 23: 373-385, 2010.
- Mourato, B., Arfelli, C. Amorim, A., Hazin, H., Carvalho, F. Hazin, F. 2011. Spatio-temporal distribution and target species in a longline fishery off the southeastern coast of Brazil. Braz. j. oceanogr. vol.59, no.2, São Paulo
- Hazin, H. G.; Hazin, F. H. V.; Travassos, P.; Carvalho, F. C.; Erzini, K. 2007. Standardization of Swordfish CPUE series caught by Brazilian longliners in the Atlantic Ocean, by GLM, using the targeting strategy inferred by cluster analysis. Col. Vol. Sci. Pap., ICCAT, Madrid, 60(6): 2039-2047.
- Lo, N.C.H., Jacobson, L.D and J.L. Squire, J.L. 1992, Indices of relative abundance from fish spotter data based on delta-lognormal models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 49: 2515-2526.
- Stefánsson, G. 1996, Analysis of groundfish survey abundance data: combining the GLM and delta approaches. ICES Journal of Marine Science, 53: 577-588.

**Table 1.** General characteristics of fishery operations and strategies of the Brazilian longline fleet obtained from cluster analysis, from 1980 to 2010.

<i>Strategy</i>	<i>Fishing fleet 1</i>	<i>Fishing fleet 2</i>	<i>Fishing fleet 3</i>	<i>Fishing fleet 4</i>
Fleet	6	9	8	16
Boats	41	72	53	97
LOA	24	32	39	33
TBA	84	212	281	257
Setting time (h)	13	16	7	13
Setting duration (h)	5	5	6	5
Hook per basket	7	5	13	7
Effort (n)	1481	1282	2981	1639
Day	18%	11%	72%	23%
Night	82%	89%	28%	77%
Total of the sets (n)	7789	15263	8490	21648
Sets (%)	15%	29%	16%	41%
Target Strategies	Target strategie 1	Target strategie 5	Target strategie 4-6	Target strategie 2-3

**Table 2.** Catch and effort information of the Brazilian longline fleet from 1978 to 2012.

<i>Year</i>	<i>Sets</i>	<i>Proportion positive</i>	<i>SWO catch</i>	<i>Effort</i>	<i>CPUE_n</i>
1978	502	0.82	4908	1231307	3.986
1979	482	0.80	3884	900557	4.313
1980	581	0.90	6850	963985	7.106
1981	466	0.90	9154	863548	10.600
1982	889	0.86	18153	1690871	10.736
1983	618	0.88	7364	1258404	5.852
1984	716	0.81	4961	1586165	3.128
1985	471	0.82	4354	974801	4.467
1986	992	0.90	10018	2033997	4.925
1987	925	0.83	9049	1570570	5.762
1988	1221	0.82	11504	2393556	4.806
1989	1032	0.68	6159	2284831	2.696
1990	289	0.79	2205	397434	5.548
1991	992	0.74	7295	2387370	3.056
1992	1210	0.66	4688	3363172	1.394
1993	205	0.74	849	393482	2.158
1994	1055	0.61	5624	2477418	2.270
1995	1917	0.68	8443	4734581	1.783
1996	953	0.65	3854	1731013	2.226
1997	1818	0.71	12125	3276959	3.700
1998	2666	0.70	31998	6064386	5.276
1999	5254	0.74	23975	10821006	2.216
2000	8027	0.73	43857	15072643	2.910
2001	9768	0.67	43459	19371323	2.243
2002	6598	0.76	28004	10841530	2.583
2003	3362	0.93	27911	3714476	7.514
2004	7780	0.80	53665	10843063	4.949
2005	9040	0.77	71192	13006069	5.474
2006	6260	0.91	84142	8089053	10.402
2007	4149	0.83	51132	4756186	10.751
2008	1835	0.96	25333	2284616	11.089
2009	2196	0.96	30087	2746747	10.954
2010	1258	0.94	20102	1569777	12.806
2011	2466	0.81	21514	4961294	4.336
2012*	43	0.95	816	71607	11.396
<b>Total</b>	<b>88,036</b>	<b>0.78</b>	<b>698,628</b>	<b>150,727,797</b>	<b>4.64</b>

\*Partial

**Table 3.** Deviance analysis of explanatory variables by Delta Lognormal and Generalized Linear Mixed Models used to standardize the CPUE series of swordfish caught by the Brazilian tuna longline fleet, from 1978 to 2012. A=area; Q=quarter; S= fleet strategy and Y=Year

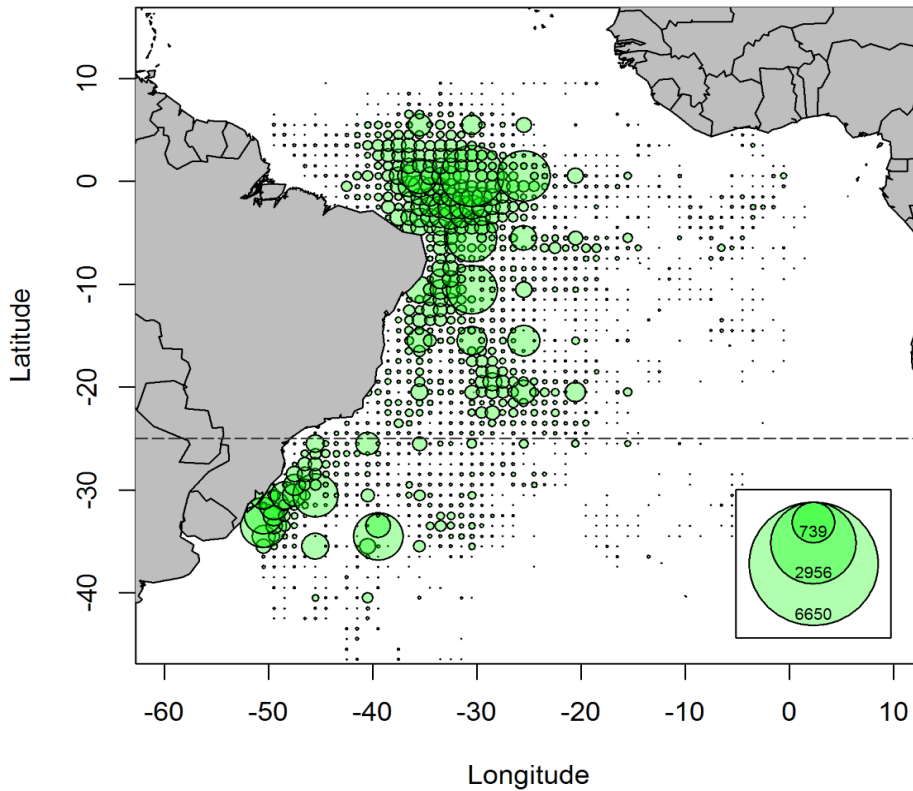
<i>DELA LOGNORMAL</i>	<i>df</i>	<i>Resid deviance</i>	<i>Deviance</i>	<i>% of total deviance</i>
<i>Model positive</i>				
NULL	1	109560		
S	3	76669	32892	82.1
S+Y	34	72432	4236	10.6
S+Y+Q	3	72215	217	0.5
S+Y+Q+A	43	72144	71	0.2
S+Y+Q+A+Y:Q	143	70362	2758	6.9
S+Y+Q+A+Y:A	74	71287	857	2.1
S+Y+Q+A+Y:Q+Y:A	174	69477	885	2.2
<i>Model proportion</i>				
NULL		22713		
S	3	10652	12061	80.6
S+Y	34	9441	1211	8.1
S+Y+Q	3	9318	123	0.8
S+Y+Q+A	1	9289	28	0.2
S+Y+Q+A+Y:Q	100	7758	1532	10.2
S+Y+Q+A+Y:A	32	8396	893	6.0

<i>GLMM</i>	<i>Df</i>	<i>AIC</i>	<i>BIC</i>	<i>logLik</i>	<i>Pr(&gt;Chisq)</i>
<i>Model positive</i>					
S+Y+Q+A+(1 Y:Q)	44	197500	197903	-98706	
S+Y+Q+A+(1 Y:A)	44	198183	198585	-99047	>0.05
S+Y+Q+A+(1 Y:Q)+(1 Y:A)	45	196851	197262	-98380	0.00
<i>Model proportion</i>					
S+Y+Q+A+(1 Y:A)	43	8704	8893	-4309	
S+Y+Q+A+(1 Y:Q)	43	8286	8475	-4100	0.00
S+Y+Q+A+(1 Y:Q)+(1 Y:A)	44	7616	7810	-3764	0.00

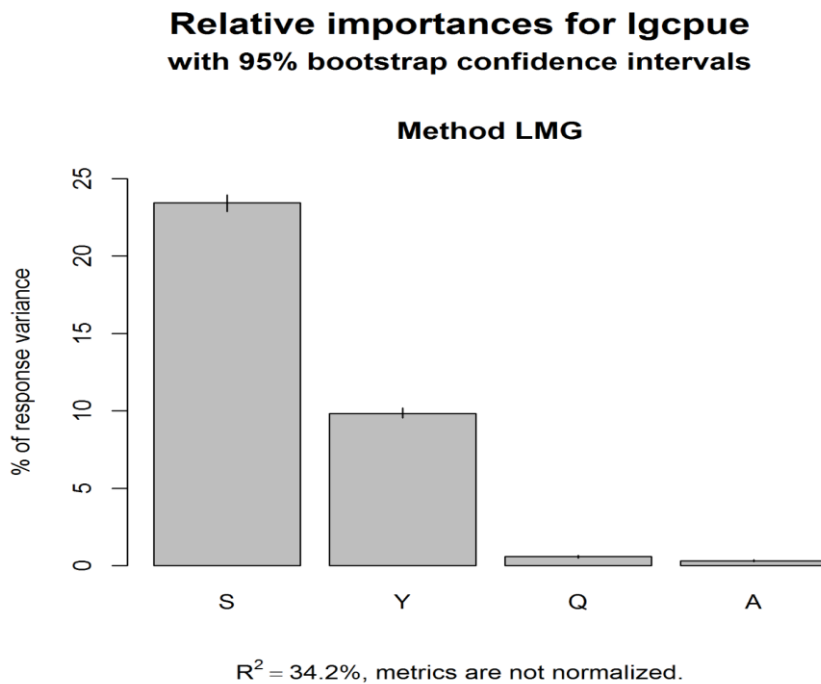
**Table 4.** Standardized CPUE swordfish caught by the Brazilian tuna longline fleet, 1978-2012.

<i>Year</i>	<i>index</i>	<i>LCI_index</i>	<i>UCI_index</i>	<i>se_index</i>	<i>CV_index</i>	<i>scaled_index</i>	<i>scaled_CPUE</i>
1978	1.068	0.541	1.879	0.401	0.376	0.477	0.714
1979	1.067	0.442	2.164	0.490	0.459	0.477	0.772
1980	1.411	0.692	2.506	0.571	0.405	0.630	1.273
1981	1.587	0.652	3.214	0.727	0.458	0.709	1.899
1982	1.777	0.720	3.671	0.813	0.458	0.794	1.923
1983	1.431	0.668	2.650	0.618	0.432	0.640	1.048
1984	1.281	0.712	2.106	0.449	0.351	0.572	0.560
1985	1.308	0.673	2.268	0.480	0.367	0.584	0.800
1986	1.771	1.084	2.729	0.583	0.329	0.791	0.882
1987	1.733	0.966	2.840	0.605	0.349	0.774	1.032
1988	1.737	0.968	2.851	0.604	0.348	0.776	0.861
1989	1.191	0.622	2.052	0.427	0.359	0.532	0.483
1990	2.257	1.049	4.213	1.009	0.447	1.008	0.994
1991	2.139	1.275	3.357	0.720	0.337	0.956	0.547
1992	1.342	0.728	2.251	0.476	0.355	0.600	0.250
1993	2.124	1.058	3.790	0.892	0.420	0.949	0.386
1994	1.798	0.990	2.979	0.632	0.351	0.803	0.407
1995	2.826	1.704	4.402	0.938	0.332	1.262	0.319
1996	2.359	1.310	3.883	0.831	0.352	1.054	0.399
1997	1.873	1.030	3.105	0.654	0.349	0.837	0.663
1998	3.363	1.928	5.413	1.146	0.341	1.502	0.945
1999	1.687	0.976	2.700	0.571	0.339	0.754	0.397
2000	2.225	1.287	3.560	0.752	0.338	0.994	0.521
2001	1.870	1.052	3.051	0.641	0.343	0.835	0.402
2002	1.712	1.022	2.681	0.568	0.332	0.765	0.463
2003	3.155	1.991	4.774	1.012	0.321	1.409	1.346
2004	2.427	1.484	3.742	0.794	0.327	1.084	0.886
2005	2.406	1.410	3.813	0.807	0.335	1.075	0.980
2006	3.645	2.257	5.578	1.182	0.324	1.628	1.863
2007	2.987	1.633	4.971	1.040	0.348	1.334	1.926
2008	5.017	3.250	7.468	1.589	0.317	2.242	1.986
2009	4.289	2.787	6.373	1.348	0.314	1.916	1.962
2010	4.551	2.879	6.857	1.465	0.322	2.033	2.294
2011	2.183	1.267	3.482	0.740	0.339	0.975	0.777
2012	2.748	0.986	5.525	1.482	0.539	1.228	2.041

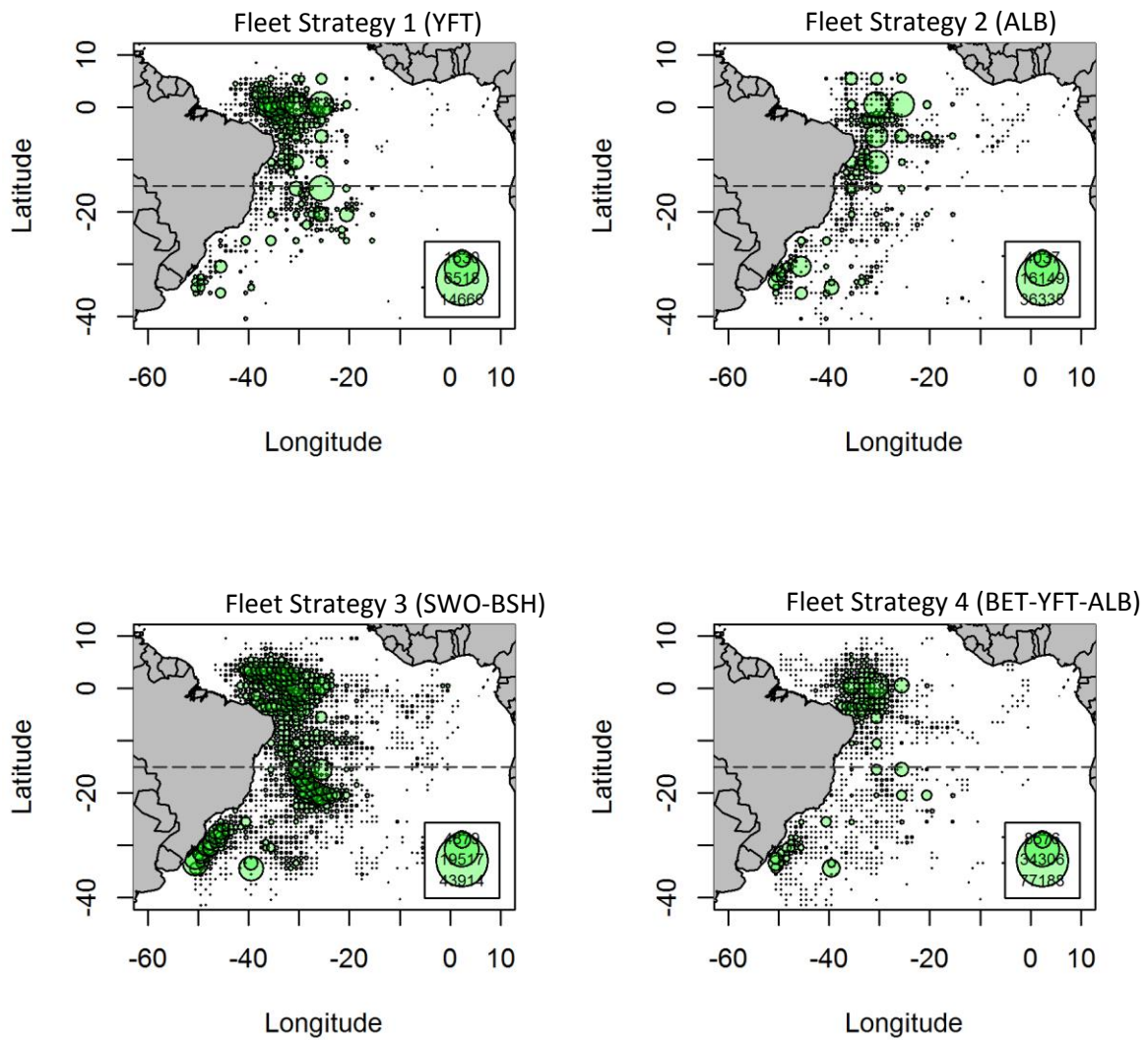




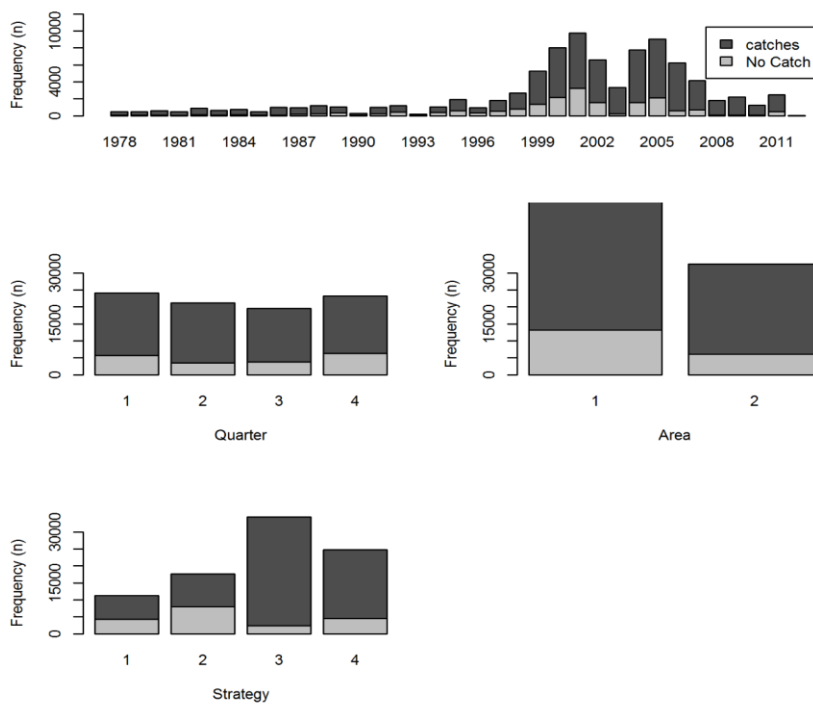
**Figure 1.** Distribution of the effort done by the Brazilian tuna longline fishery in the Atlantic Ocean, from 1978 to 2012 (35 years).



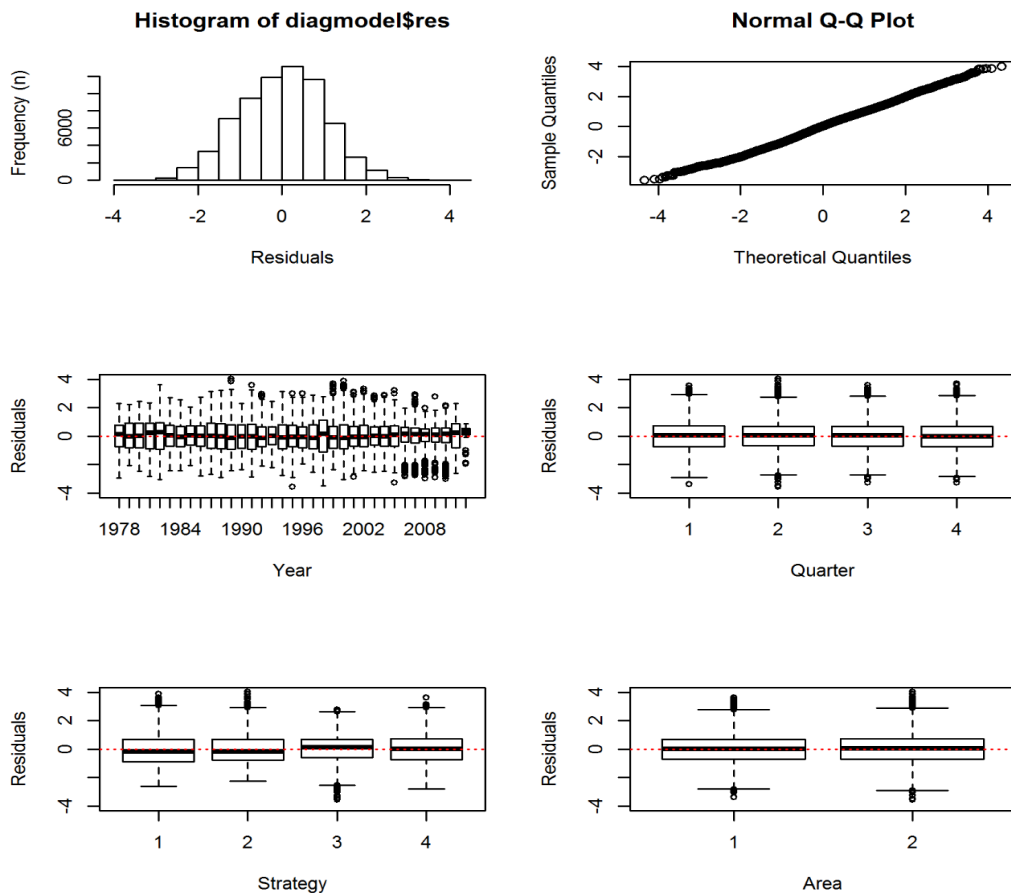
**Figure 2.** Bar plots of lmg the relative importance with confidence intervals (S: strategy, Y: year, Q: quarter, A: area).



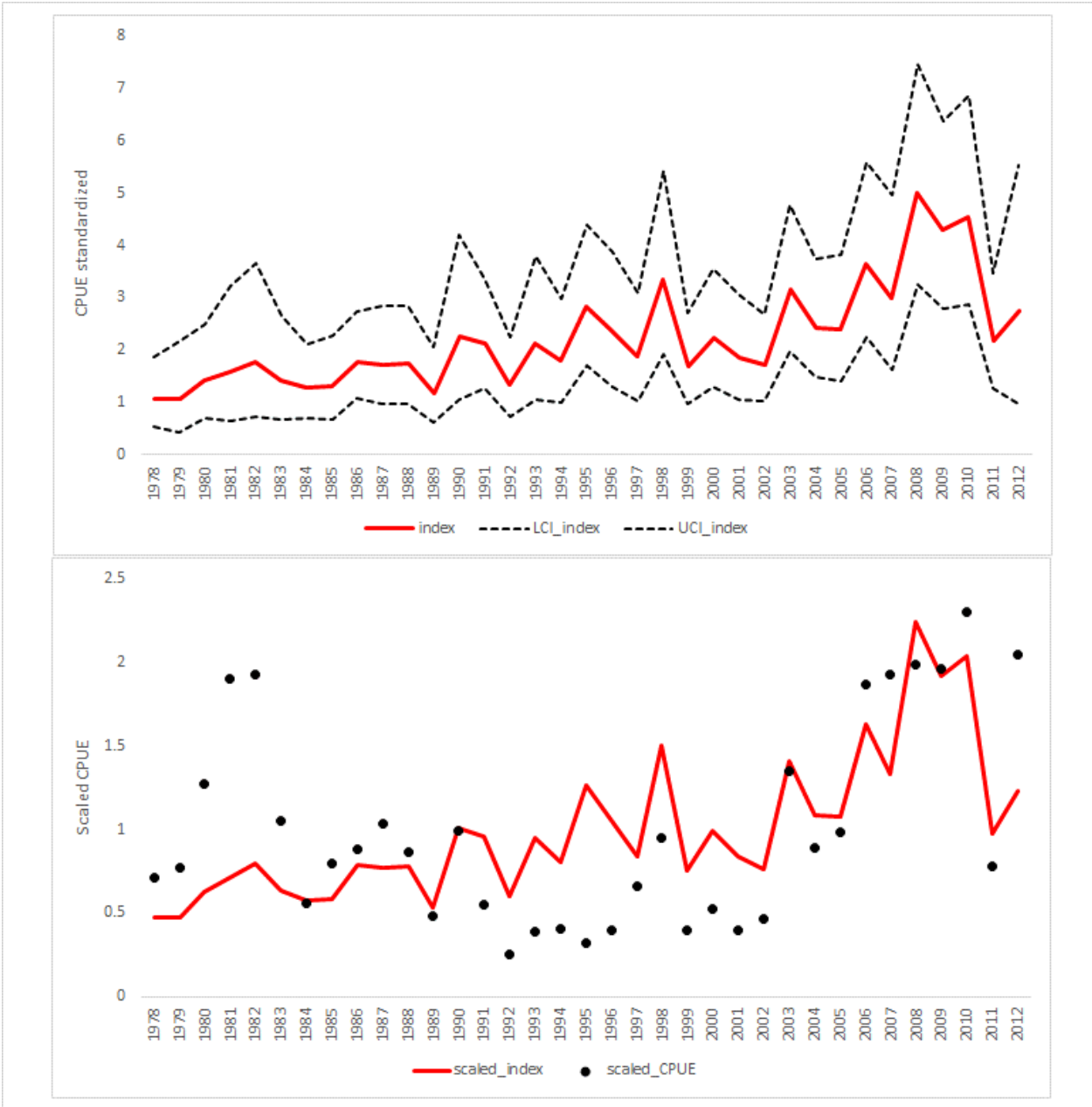
**Figure 3.** Distribution of the Brazilian sets categorized by strategies (1 to 4 clockwise). Note that the SWO target profile is included into the strategy 2.



**Figure 4.** Proportion of positive captures and negative sets by year, quarter, area and strategy.



**Figure 5.** Residual analysis of the log-normal model fitting of swordfish caught by the Brazilian tuna longline fleet, 1978 to 2012.



**Figure 6.** Nominal and standardized CPUE of swordfish for Brazilian tuna longliners, from 1978 to 2012.

## STANDARDIZED CATCH RATES OF SWORDFISH FROM THE U.S. DEALER LANDING SYSTEM WITH A PRELIMINARY CONSIDERATION OF A COMBINED U.S.-CANADA PELAGIC LONGLINE FLEET DATASET

John Walter<sup>1</sup>, Matt Lauretta<sup>1</sup>, Alex Hanke<sup>2</sup>, Irene Andrushenko<sup>2</sup> and Craig Brown<sup>1</sup>

### SUMMARY

*Trip summary catch and effort data from the U.S. and Canadian Pelagic longline fleets operating in the Western North Atlantic were used to obtain a suite of CPUE indices for swordfish (Xiphias gladius). Seven indices were constructed for fish greater than 33lbs to avoid contamination with undersized fish prior to the imposition of size limits in 1991. Eight indices are presented for consideration: 1.USCPUEW1986-2011, 2. USCPUEW 1996-2011, indices in number 3 USCPUEN1986-2011 and 4.Strict update (1982-2011) of the 2009 index using the fraction of SWO/total catch as a categorical factor and a preliminary exploration of the potential to develop a joint US Canada index. The time series split was done as it was possible to assign gear characteristics regarding targeting to the trips for 1996 forward. For the full time series index 1986-2011 a categorical variable constructed from the catch rates of key negative correlates with SWO was developed. For index 4. Strict update of 2009, uses a variable defined from the fraction of SWO/total catch for targeting. The short time series model (2) use gear characteristics to account for targeting. Standardized catch rates were estimated using a Generalized Linear Mixed modeling approach assuming a delta-lognormal error distribution. The combined index may allow for estimation of the reduction in CPUE due to regulation to use circle hooks in the U.S. and Canadian fisheries.*

### RÉSUMÉ

*Des données de prise et d'effort récapitulant les sorties des flottilles palangrières pélagiques des États-Unis et du Canada qui opèrent dans l'Atlantique Nord Ouest ont été utilisées pour obtenir une série d'indices de CPUE pour l'espadon (Xiphias gladius). Sept indices ont été élaborés pour des poissons pesant plus de 15 kg afin d'éviter la contamination avec des poissons sous-taille avant l'imposition des limite de taille en 1991. Huit indices sont présentés à des fins d'examen : 1.USCPUEW1986-2011, 2. USCPUEW 1996-2011, indices en nombre 3. USCPUEN1986-2011 et 4. Actualisation stricte (1982-2011) de l'indice de 2009 utilisant la fraction de la prise d'espadon/totale comme facteur catégorique et une exploration préliminaire du potentiel à développer un indice conjoint États-Unis-Canada. La division de la série temporelle a été réalisée étant donné qu'il a été possible d'assigner les caractéristiques des engins en ce qui concerne le ciblage aux sorties de 1996 et au-delà. Pour l'indice de série temporelle complète 1986-2011, on a élaboré une variable catégorique construite à partir des taux de capture des corrélations négatives avec l'espadon. Pour l'indice 4. Actualisation stricte de 2009, on utilise une variable définie d'après la fraction de la prise d'espadon/prise totale pour le ciblage. Le modèle de la courte série temporelle (2) utilise les caractéristiques des engins pour tenir compte du ciblage. Les taux de capture standardisés ont été estimés en utilisant une approche de modèle linéaire généralisé mixte postulant une distribution d'erreur delta lognormale. L'indice combiné pourrait permettre d'estimer la réduction de la CPUE en raison de la réglementation à l'effet d'utiliser les hameçons circulaires dans les pêcheries des États-Unis et du Canada.*

### RESUMEN

*Se utilizaron los datos de captura y esfuerzo resumidos de las flotas de palangre pelágico estadounidense y canadiense que operan en el Atlántico norte occidental para obtener un conjunto de índices de CPUE para el pez espada (Xiphias gladius). Se elaboraron siete índices para peces de más de 15 kg con el fin de evitar la contaminación con peces de talla inferior a la*

<sup>1</sup>U.S. Department of Commerce National Marine Fisheries Service, Southeast Fisheries Science Center Sustainable Fisheries Division 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149 USA Contribution SFD-2009/013, Email: John.F.walter@noaa.gov

<sup>2</sup>Fisheries & Oceans Canada, Biological Station, 531 Brandy Cove Road, St. Andrews, NB E5B 2L9 Canada.

regulada antes de la imposición de límites de talla en 1991. Se presentan ocho índices para su consideración: 1.USCPUEW1986-2011, 2. USCPUEW 1996-2011, índices en número, 3 USCPUEW1986-2011 y 4 actualización estricta (1982-2011) del índice de 2009 utilizando la fracción de SWO/captura total como factor categórico y una exploración preliminar del potencial para desarrollar un índice conjunto de Canadá y Estados Unidos. Se realizó una separación de la serie temporal ya que fue posible asignar características del arte respecto a la especie objetivo en las mareas desde 1996 en adelante. Para el índice de la serie temporal completa, 1986-2011, se desarrolló una variable categórica construida a partir de las tasas de captura de correlaciones negativas claves con SWO. Para el índice 4, una actualización estricta de 2009, se utiliza una variable definida a partir de la fracción de SWO/captura total para la especie objetivo. El modelo de la corta serie temporal (2) usa las características del arte para tener en cuenta la especie objetivo. Se estimaron las tasas de captura estandarizadas mediante modelos lineales generalizados mixtos asumiendo una distribución de error delta-lognormal. El índice combinado podría permitir la estimación de la reducción en la CPUE debido a la reglamentación para el uso de anzuelos circulares en las pesquerías de Estados Unidos y Canadá.

## KEYWORDS

*Catch/effort, Abundance, Longline, Pelagic fisheries, Swordfish*

### 1. Introduction

The paper presents standardized indices of abundance for swordfish from the U.S. and a preliminary exploration of combined U.S. and Canadian longline fishery dataset. This paper updates previous CPUE indices obtained from the U.S. Dealer Landings System (DLS), provides revised indices based upon a new method of defining targeting strategy and combines U.S. and Canadian data. Combining Canadian and U.S. data on a common scale may be useful for evaluating the effects of circle hooks as the fleets changed hook types in different years and may be valuable in evaluating similarities in the trends in the different fisheries.

Previous swordfish stock assessments have used the indices of abundance estimated for the U.S. pelagic longline fishery obtained from DLS trip reports which record the landed weights of individual fish from pelagic longline fishing trips. These indices (Ortiz 2009) were constructed for fish >33 lbs to account for the absence landings of fish after a minimum size of 125 cm LJFL with a 15% tolerance was implemented in mid 1991. Standardized catch rates were estimated using the Generalized Linear Mixed Model (GLMM) approach. A similar approach is used in this paper. A key contribution of this work is to provide a longer time series of CPUE for the U.S. fishery and, potentially, a joint U.S.- Canada index.

### 2. Materials and methods

The U.S. pelagic longline fishery has three different sources of catch and effort information:

*Dealer Landings System:* this is the longest time series of information but with the most limited amount of information on factors related to gear or targeting. This data consists of information collected at the time of landing of the fish. Vessels are required to submit weigh-out sheets for each trip, which include individual carcass weights for swordfish and other pelagic species landed and marketed in the U.S. This data system is called the Dealer Landings System (DLS). The DLS database contains information from the early 1960's (limited data) to the present. Prior to 1986, effort (hooks, days fished, number of sets) information was recorded from personal vessel logbooks voluntarily submitted by vessel captains/owners. Beginning in 1986, all pelagic longline vessels that actively fished were required to submit daily logbook set records for each trip. Based upon this information, fishing effort is determined and, subsequently, added to the longline database.

*Pelagic logbook:* This database spans 1986-the present and consists of set by set catch and effort data with substantial ancillary variables. An index with this dataset was originally considered by the authors, but due to under-reporting of discards after the 1991 size limits were adopted, the index showed substantial and uncorrectable biases related to under reporting of small fish. Reporting areas for the US pelagic longline are shown in **Figure 1**.

*Pelagic observer program.* The Pelagic longline fleet has also an observer program, established in 1992 that monitored the fishing activities of the fleet, recording detailed information on fishing operations, gear characteristics and deployment, environmental related conditions and biological information from all longline catch (Lee and Brown 1998). This database spans 1992-the present and has the most comprehensive recording of catch, effort and ancillary information but the smallest sample sizes and represents only a subsample of the fleet effort. A separate index from this dataset (Lauretta *et al.* 2013) has been constructed for the current assessment.

*Canadian longline data comes* from catch and effort data for the Canadian swordfish longline fishery were obtained from mandatory logbook submissions beginning in 1994; with voluntary submissions prior to 1994. The database provides information about each species caught, such as total weight<sup>3</sup>, number of fish caught, type and size of hook used, type of bait, surface temperature and effort (number of hooks) for each set but were aggregated to trip level. For further details of the processing of trips see Andrushenko *et al.* 2013.

For the Canadian dataset hook type was available for many of the trips and the gradual phase in of circle hooks provides contrast to estimate a hook type effect when combined with the U.S. pelagic longline fishery. Bait type data was available for 88.3% of set-level data and 93.4% of trip-level data from 2002 to 2012, and 100% of the data from 1988 to 2001. Data on the number of swordfish caught was available for 98.9% of the trip-level data. A large proportion of the missing data (56 of the 82 missing trips) occurred in 2003. Swordfish weight data is provided by dockside

Spatial overlap of the US and Canadian longline fleets over all years (**Figure 2**) and by year (**Figure 3**) indicate the spatial and temporal distribution of fishing effort by the two fleets. Nominal CPUE in the areas of overlap (NED, NEC and MAB) provide some comparison of the relative catch rates of the two fleets and of the trends in nominal CPUE in overlapping areas (Figure 4). Plots of nominal CPUE in weight (**Figure 5**), proportion positive (**Figure 6**) and number (**Figure 7**) by year and area show trends for the combined datasets by area.

### **Regulatory and other impacts**

Implementation of U.S. regulations, in conformity with the ICCAT recommendations and other domestic requirements, limit the allowable landings of swordfish by U.S. fishers, resulting in changes in both the type of data obtained and in the protocols in which the data are used for analysis. Regulatory norms that affect the present analysis include: a) the implementation(s) of the minimum size of 125 cm LJFL with a 15% tolerance in mid 1991, subsequently modified to 119 cm LJFL with 0% tolerance in mid 1996; b) the implementation of a total annual allowable catch (TAC) since 1995; and c) time-area closures that were in effect since late 1999 due to management regulations related to swordfish and/or other species. These time-area restrictions include two permanent closures to pelagic longline; the Desoto Canyon in the Gulf of Mexico (effective since November 1<sup>st</sup> 2000) and the Florida east coast (effective since March 1<sup>st</sup> 2001) (**Figure 1**). There are also three time-area closures for longline in the U.S. Atlantic coast: the Charleston Bump that is closed from February 1<sup>st</sup> to April 30<sup>th</sup>, effective in 2001, the Bluefin tuna protection area that is closed from June 1<sup>st</sup> to June 30<sup>th</sup>, effective in 1999, and the Grand Banks that was closed from July 17<sup>th</sup> 2001 to January 9<sup>th</sup> 2002, as a result of an emergency rule implementation (Cramer 2002). The use of circle hooks became mandatory in 2004 and hooks with a weaker bending strength were made mandatory in the Gulf of Mexico in 2011. However, experiments conducted with both hook types have found non-significant changes in swordfish catch rates with the weak hooks (Foster 2012).

Canadian Regulations allowing only landings of fish above 125 cm with 15% tolerance was introduced in May of 1994. The following minimum sizes were in effect:

1994 - assumed to be same as 1995 to conform with Regulations (125cm with 15%)

1995 - 125 cm total length (79 cm dressed length allowed) with 15% tolerance

1996 - 1999: the size limit was varied through licence conditions to the 119 cm total length (73 cm dressed length) with no tolerance option (could not confirm 1998 but with 97 and 99 same it appears to be a reasonable assumption).

2000 - 2003: the 119 cm with no tolerance option was in licence conditions but also added a 33lb dressed weight so some tolerance was included.

2004 - present: the 125cm total length (or 79cm dressed length) with 15% tolerance but a 38lb dressed weight was also included

But as the Canadian fleet lands few undersized swordfish their catch rates are likely comparable to the U.S. landings of fish greater than 33 lbs.

*Dependent variables:* The dependent variables considered were the catch per 1000 hooks of swordfish greater than 33lbs from the U.S. fishery in number and weight and the catch per 1000 hooks of all swordfish from the Canadian fleet as they rarely land small fish. The dependent variable applies only to *landed* fish summed at the level of a trip divided by total hooks set on the trip.

As per recommendation of the SCRS, a swordfish biomass index was estimated using the Dealer Landings system. This biomass index was restricted to fish  $\geq 13$  kg (due to size-weight restrictions implemented in 1991) and estimated as total pounds landed per thousand hooks.

#### *Data exclusions*

Exclusions. Data exclusions for the U.S. DLS dataset matched decisions made for Ortiz (2009). They included:

1. Incomplete data records,
2. Records where the total weight on a trip was missing or zero
3. Vessel op codes 1 and 3 which have very few vessels
4. Records with no area location
5. Records for which the source could not be verified (SRC=N,T,R, or T)
6. Trips that occurred in closed areas prior to the closures

Due to implementation of time-area closures on pelagic longline fishing within U.S. EEZ waters, trips that occurred in closed areas prior to the closures were removed from the dataset to create a continuous time series. However, only trips after 1996 could be excluded so the pre-1996 U.S. dataset could be contaminated by trips in areas such as the Florida Straits or Desoto canyons, traditional areas where smaller swordfish were captured. The removal of trips from closed areas before and after resulted in a substantial number of trips being excluded. One exception to this rule was for the NED area where observations were kept in the models.

#### *Model factors*

*Year-* categorical factor 1962-2011, or subsets thereof.

*Area-* The longline fishing grounds of the U.S. fleet extend from the Grand Banks in the North Atlantic to 5°-10° latitude south, off the South America coast, including the Caribbean and the Gulf of Mexico. Eight geographical areas have been defined for spatial classification of this fishery (**Figure 1**). These include: the Caribbean (CAR, area 1), Gulf of Mexico (GOM, area 2), Florida East coast (FEC, area 3), South-Atlantic Bight (SAB, area 4), Mid-Atlantic Bight (MAB, area 5), New England coastal (NEC, area 6), Northeast Distant waters (NED, area 7) and the Southern offshore (OFS, area 8). Trimesters were used to account for seasonal fishery distribution through the year (Jan-Mar, Apr-Jun, Jul-Sep, and Oct-Dec). Canadian data was assigned to either the MAB, NEC or NED depending upon where the observations came from.

*Quarter-* seasonal category (Jan-Mar, Apr-Jun, Jul-Sep, Oct-Dec)

*Operations code-* The U.S. longline pelagic fleet has changed in terms of gear technology and fishery operations, Hoey *et al.* (1988) characterized the swordfish fleet into nine different vessel-groups based on boat size-power and fishing operations. This classificatory factor (OP) has shown to be an important explanatory variable of several species catch rates including swordfish (Ortiz and Cramer 2000). Vessels which missing an ops code were given a value of 0. This is an increasing fraction of the fleet as newer vessels have not been classified.

*Targeting-* Swordfish one of the main target species of the U.S. pelagic longline fleet; this fleet also targets tunas (yellowfin, and bigeye tuna) and to a lesser extends other pelagic species including sharks. In the 2009 paper a proxy (*TargSWO*) for targeted species was defined based on the proportion of swordfish catch to total catch per trip and grouped into categories, corresponding to the quartiles 0-25%, 25-50%, 50-75%, and 75-100%. This target variable was assumed to control for effects on swordfish catch rates associated with the diverse species targeted by the fleet.

In this paper we explore an alternative to using a function of swordfish catch to define targeting by using a categorical variable obtained from the summed catch rates of other key species that are generally negatively associated with swordfish (*TargKey*). The variable is obtained by calculating:



$$\text{Catch rate of key species} = \left[ 1000 * \frac{\text{sum}(yft + bet + bft)}{\text{hooks}} \right]$$

and then determining partitions of this catch rate that clearly separate catch rates of swordfish. These partitions then represent categories of the catch rate of other key species. The process is illustrated in Results section. It is analogous to the process of splitting the *TargSWO* into quartiles, but the difference is that the quantiles are not arbitrary partitions of the data but are informed based upon partitions that result in relatively homogenous catch rates of swordfish.

Gear characteristics (only available for the DLS records from 1996-forward) Hooks between floats, light sticks, temperature. Other factors included in the analyses of catch rates included; the use and number of light-sticks (lightc) expressed as a categorical variable obtained from the ratio of light-sticks per hook (0,0.4,0.7,1), hooks between floats (HBFL2) expressed as a categorical variable obtained from the hooks/floats with four categories [0,2] (2,3] (3,5] (5,10] (10,100] or the numbers of hooks between floats which alters the depth of the hooks, modeled as a categorical factor.

Fishing effort is reported as total number of hooks per trip. Prior to 1986, effort (hooks, days fished, number of sets) information was recorded from personal vessel logbooks voluntarily submitted by vessel captains/owners. Beginning in 1986, all pelagic longline vessels that actively fished were required to submit daily logbook set records for each trip. Based upon this information, fishing effort is determined and, subsequently, added to the Dealer Landing System database. Nominal catch rates were calculated as numbers or weight of swordfish caught per 1000 hooks. Starting in 1996, individual DLS records could be linked automatically to logbook reports which allowed for more precise determination of other gear factors that might affect catchability commonly used such as hooks between floats, light sticks and surface water temperature. For this reason we have split the indices prior to 1996 so that the 1996-2012 account for targeting factors averaged for all sets within a trip.

#### *Modeling and model fitting*

A stepwise approach was used to quantify the relative importance of the main factors explaining the variance in catch rates. That is, first the Null model was run, in which no factors were entered in the model (intercept only model). These results reflect the distribution of the nominal data. Each potential factor was then tested iteratively. The results were ranked from greatest to least reduction in deviance per degree of freedom when compared to the Null model. The factor which resulted in the greatest reduction in deviance per degree of freedom was then incorporated into the model, provided two conditions were met: 1) the effect of the factor was determined to be significant at the 5% probability based upon a Chi-Square test, and 2) the deviance per degree of freedom was reduced by at least 1% from the less complex model. This process was repeated, adding factors one at a time at each step, until no factor met the criteria for incorporation into the final model or the model demonstrated a lack of convergence. Note that models with two-way factor interactions demonstrated a lack of convergence.

Relative indices of abundance were estimated by Generalized Linear Modeling approach assuming a delta lognormal model distribution. The standardization protocols assumed a delta lognormal model with a binomial error distribution for modeling the proportion of positive sets, and a lognormal error distribution for modeling the mean catch rate of successful (i.e. positive swordfish catch) sets. Parameterization of the models used the GLM structure; for the proportion of successful sets per stratum is assume to follow a binomial distribution where the estimated probability is a linear function of fixed factors and interactions. The logit function was used as a link between the linear factor component and the binomial error. For successful sets, estimated CPUE rates assumed a lognormal distribution of a linear function of fixed and random effect interactions when the *year* term was in the interaction. All models were run in SAS.

A step-wise regression procedure was used to determine the set of systematic factors and interactions that explained the observed variability. Variables were allowed to enter the model in a stepwise manner and the one reducing the greatest amount of deviance per degree of freedom was retained until no remaining factor reduced the deviance by more than 1%. Once the suite of single effect factors was chosen a set of two-way interactions were determined in the same manner. All interactions were modeled as random effects. LSmeans estimates were weighted proportional to observed margins in the input data, and, for the lognormal estimates, a log-back transformed bias corrections was applied (Lo *et al.* 1992).

## Indices

Four indices were constructed for consideration:

1. USCPUEW1986-2011 – This index uses DLS data from 1986, starting at a time when the DLS logbook reporting became mandatory and when DLS began recording all trips and all species rather than just swordfish.
2. USCPUEW 1996-2011 This model is split to a time period with complete reporting of effort and the ability to link DLS data with logbook data to use gear targeting variables.
3. USCPUEW1986-2011. This is to obtain an index in number, it uses that same binomial component as INDEX
4. USCPUEW from DLS 1982-2011: Strict update of the 2009 index using the fraction of SWO/total catch- this index uses the same model with updated data as Ortiz (2009)

## 3. Results

### *Nominal catch rates by area and fleet*

Visual description of nominal CPUE and proportion positive show some coherence between the U.S. and Canadian CPUE (**Figure 4**). Furthermore, plots of nominal CPUE in wt (**Figure 5**), proportion positive sets (**Figure 6** and CPUE in number (**Figure 7**) show the appearance of some effects due to regulatory measures (plotted as vertical lines on the graphs) and some divergent trends between areas with generally increasing trends in northern areas (NEC, NED) and decreasing in other, southern areas. Furthermore the nominal CPUE indicate very high catch rates in the early time periods for which reporting for both the Canadian and U.S. fisheries was voluntary. Where the two fleets overlap the absolute levels of the catch rates are quite similar.

### *Development of the TargKey as a factor*

**Figure 8** shows the development of the categorical variable using the catch rate of key species. To evaluate the use of TargKey as a model factor we compared an index derived from the US PLOP observer data using TargKey as a model factor (blue line in **Figure 9**) and an index calculated using targeting based on gear and fishing characteristics (red line in **Figure 9**). Note that this is not exactly the same observer CPUE index as presented in Lauretta et al (2013) but is used here for illustrative purposes. The correlation between the two index constructions was high indicating that the key species CPUE might serve as a fairly effective proxy for swordfish targeting, when gear characteristics are not available. We then applied the same analytical process to the dealer landing system datasets. There was a negative correlation between swordfish and yellowfin and between swordfish and non-mako sharks (shw) and other species (dolphin, wahoo, blackfin, skipjack and bonito). Based upon visual observation of the different bins we proposed using the 4 bins shown in **Figure 8**.

### *Models and indices*

Index 1 (**Figure 10**):

SUCCESS ~ YEAR OP TARGKEY AREA QTR YEAR\*AREA YEAR\*OP AREA\*QTR

LGCPUEW ~ YEAR OP TARGKEY AREA QTR YEAR\*AREA YEAR\*OP YEAR\*TARGKEY AREA\*QTR

Index 1 did not converge with interactions and ultimately had to be reduced to:

SUCCESS ~ YEAR OP

LGCPUEW ~ YEAR OP TARGKEY AREA QTR YEAR\*AREA YEAR\*OP YEAR\*TARGKEY AREA\*QTR

This index has fairly well-behaved diagnostics (**Figure 11**) and appears to diverge from the nominal in both the early and late time period.

Index 2 (**Figure 12**):

SUCCESS ~ YEAR lghtc HBFLcut ;

LGCPUEW ~ YEAR LGHTC HBFLcut area qtr op year YEAR\*AREA YEAR\*OP year\*LGHTC

This index also has fairly well-behaved diagnostics (**Figure 13**)

Index 5: LGCPUEW ~ YEAR area target hooktype

Index 3 Same model factors used as for the index in weight (**index 2, Figure 14**)

SUCCESS ~ YEAR lghtc HBFLcut ;

LGCPUE ~ YEAR LGHTC HBFLcut area qtr op year  $YEAR*AREA YEAR*OP year*LGHTC$

This index also has fairly well-behaved diagnostics (**Figure 15**)

Index 4 (**Figure 16**: Model factors not refit from Ortiz 2009 paper.

Model diagnostics indicate a rather poor q-q plot (**Figure 17**) and that the model estimated proportion positive does not reflect the observed. The index is very similar to the Ortiz 2009 index in the overlapping years but it differs in the more recent years as we have added the trips from the NED areas.

#### *US DLS indices*

The U.S. DLS indices show a steep decline starting in either 1982 (Index 4) or 1986 (Index 1) which is slightly moderated from the nominal by the standardization but nonetheless may be due, in part, to the biases in the early part of the DLS towards only recording swordfish trips and then an incomplete recording of effort in the early years. In the recent years the indices show a slight increase in divergence from the nominal indicating a slight population increase not seen with the nominal indices likely indicative of lack of targeting by the longline fleet. When combined and plotted on the same relative scale (**Figure 17**), the indices all show a steep decline from the earliest years, with the relatively low and stable values for the 1996-2006 time period, at least relative to the earlier high values. All index construction show low values in 2010 but not as low as the observer indices from Lauretta *et al.* (2013) which may be due to declines in catches of smaller fish.

When comparing the Model 1 using catch rate of key species versus model 2 which uses the actual gear characteristics (**Figure 18**), over the same time period, the correlation was 0.67 and they both have similar trends. In contrast the correlation for the index based on SWO/total catch (index 4) had a correlation of only 0.27 with index 2 indicating that, at least for this time period of overlap (1996-2011) it did not correlate well with the more preferred method of dealing with targeting based on gear characteristics (index 2).

#### **Discussion**

The combined U.S.-Canada index was not completed for the meeting. The results of the combined US-Canada index are promising and may be useful for further analyses, particularly for estimating a circle hook effect which may be very useful for standardizing the US observer indices. Examination of the nominal trends are quite informative, however. There is a clear latitudinal differentiation in the catch rates with a general pattern of increasing CPUE in the north. Taken in conjunction with the direction of several known biases (circle hooks, which tend to decrease CPUE when used with squid bait, Foster *et al* 2012) and the trend of the standardized indices for Canada increasing faster than the nominal (Andrushenko *et al.* 2013) we can interpret these trends as likely to be steeper increases than observed in the nominal plots. The general coherence between the US and the Canadian indices in the NED (where both fleets can generally overlap in fishing) and the NEC (where the slight divergence may be due to the fact that the US is excluded from productive Canadian waters indicate that divergence in trends between the overall US and Canadian indices may have a latitudinal pattern indicative of potential movement of the fish.

The US DLS index was not chosen for inclusion in the models over the Observer index (Lauretta *et al.* 2013) as neither method of dealing with targeting appeared entirely satisfactory. Further research is needed to determine the best proxy for dealing with targeting which might recover an unbiased time series for the DLS dataset. It is also recommended that the operations code be updated for all current vessels in the fishery and perhaps also in the Canadian fishery.

#### **References**

- Andrushenko, I. Hanke, A., Whelan C. L., Neilson J.D. and Atkinson, T. 2013. A description of the Canadian swordfish fisheries from 1988 to 2012 and candidate abundance indices for use in the 2013 stock assessment. SCRS 2013/059.
- Cramer, J. 2002. Large Pelagic Logbook Newsletter 2000. NOAA Tech. Mem. NMFS SEFSC 471, 26 p.
- Cramer, J. and A. Bertolino. 1998. Standardized catch rates for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet through 1997. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 49(1):449-456.

- Foster, D. G., Epperly, S. P., Shah, A. K., and Watson, J. W. 2012. Evaluation of hook and bait type on the catch rates in the western North Atlantic ocean pelagic longline fishery. *Bulletin of Marine Science*. 88(3)529-545.
- Lauretta, M., J. Walter. C. Brown. 2013. Standardized catch indices of atlantic swordfish, *xiphias gladius*, from the united states pelagic longline observer program. Scrs-2013-144.
- Lee, D.W. and C.J. Brown. 1998. SEFSC Pelagic Observer Program Data Summary for 1992-1996. NOAA Technical memorandum NMFS-SEFSC-408:21 p.
- Lo, N.C., L.D. Jacobson, and J.L. Squire. 1992. Indices of relative abundance from fish spotter data based on delta-lognormal models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 49: 2515-2526.
- Ortiz, M. 2009. Standardized catch rates by sex and age for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet 1981-2004. SCRS/2009/109.
- Ortiz, M, and J. Cramer. 2000. Standardized catch rates by sex and age for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet 1981-1998. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 51(1):1559-1620.
- Pinheiro, J.C. and D.M. Bates. 2000. *Mixed-effect models in S and S-plus*. Statistics and Computing. Springer-Verlag New York, Inc.
- SAS Institute Inc. 1997, SAS/STAT® Software: Changes and Enhancements through Release 6.12. Cary, NC:Sas Institute Inc., 1997. 1167 pp.

**Table 1.** Observations by year and fleet.

YEAR	USA			Canada			
	N trips	CPUE (lbs/1000 hooks) USA	wt Prop Pos	N trips	CPUE hooks CAN	wt lbs/1000	Prop Pos
1962	1	2513.6	100%	11	5940.6		100%
1963	2	7154.1	100%	104	7564.9		100%
1964	5	1387.2	100%	252	2666.3		100%
1970	11	1735.0	100%	197	1681.8		100%
1979	744	3951.1	99%	201	1680.7		100%
1980	1071	2456.1	100%	214	2103.2		100%
1981	72	4317.9	99%	296	1446.1		100%
1982	98	3657.0	100%	270	1354.3		100%
1983	142	2108.0	99%	182	1629.8		100%
1984	166	1833.0	99%	39	2774.4		100%
1985	185	1997.4	99%	75	2482.6		100%
1986	347	1499.4	94%	36	1997.0		100%
1987	833	1217.4	95%	34	1762.8		100%
1988	1139	1217.2	91%	30	1602.0		100%
1989	883	1112.1	93%	33	978.8		100%
1990	915	1006.1	91%	34	1372.3		100%
1991	1376	830.1	87%	30	2387.7		100%
1992	1894	693.3	90%	35	1244.2		100%
1993	2195	636.7	86%	36	1173.3		100%
1994	2325	629.4	81%	44	1252.7		100%
1995	2482	600.4	81%	45	2016.7		100%
1996	1965	491.5	78%	117	1407.8		100%
1997	2080	564.4	81%	117	1380.5		100%
1998	1687	629.2	87%	218	1101.0		100%
1999	1640	592.5	84%	427	901.2		100%
2000	1672	505.3	83%	405	977.7		100%
2001	1731	452.6	83%	330	572.8		100%
2002	1653	575.0	83%	272	833.3		100%
2003	1615	631.2	83%	210	1196.5		100%
2004	1675	608.2	81%	202	1493.6		100%
2005	1354	579.7	84%	187	1105.8		100%
2006	1305	559.3	85%	234	1694.3		100%
2007	1561	546.0	85%	217	1981.0		100%
2008	1408	513.2	88%	195	1789.5		100%
2009	1430	572.7	89%	239	1583.5		99%
2010	1315	541.5	89%	239	1959.9		100%
2011	1307	572.5	91%	258	1810.1		100%
2007	1271	401.1	83%	209	1601.6		100%
2008	1084	385.2	86%	165	2148.5		100%
2009	1169	469.2	87%	153	2830.1		100%
2010	964	498.5	88%	178	3022.8		100%
2011	1017	491.0	90%	178	2724.6		99%

**Table 2.** Table of sample sizes and percent positive by area and year, Canada and U.S. combined

	Sample size								Percent positive							
	CAR	FEC	GOM	MAB	NEC	NED	SAB	SAR	CAR	FEC	GOM	MAB	NEC	NED	SAB	SAR
1962	NA	NA	NA	NA	1	11	NA	NA	NA	NA	NA	NA	100%	100%	NA	NA
1963	NA	NA	NA	12	46	48	NA	NA	NA	NA	NA	100%	100%	100%	NA	NA
1964	NA	NA	NA	22	120	67	NA	NA	NA	NA	NA	100%	100%	100%	NA	NA
1965	NA	NA	NA	32	110	51	1	NA	NA	NA	NA	100%	100%	100%	100%	NA
1966	NA	NA	NA	7	125	69	NA	NA	NA	NA	NA	100%	100%	100%	NA	NA
1967	NA	NA	NA	17	96	99	2	NA	NA	NA	NA	100%	100%	100%	100%	NA
1968	NA	NA	NA	48	179	69	NA	NA	NA	NA	NA	100%	100%	100%	NA	NA
1969	NA	NA	NA	28	180	62	NA	NA	NA	NA	NA	100%	100%	100%	NA	NA
1970	NA	NA	11	22	79	81	NA	NA	NA	NA	100%	100%	100%	100%	NA	NA
1979	NA	743	NA	NA	NA	1	NA	NA	NA	99%	NA	NA	NA	100%	NA	NA
1980	NA	1070	NA	1	NA	NA	NA	NA	NA	100%	NA	100%	NA	NA	NA	NA
1981	NA	53	NA	16	NA	NA	3	NA	NA	98%	NA	100%	NA	NA	100%	NA
1982	NA	29	1	53	3	NA	12	NA	NA	100%	100%	100%	100%	NA	100%	NA
1983	NA	26	6	81	9	3	18	NA	NA	100%	100%	98%	100%	100%	100%	NA
1984	NA	76	5	52	14	11	8	NA	NA	97%	100%	100%	100%	100%	100%	NA
1985	11	60	48	33	13	16	4	NA	100%	100%	98%	100%	100%	100%	100%	NA
1986	42	119	56	77	16	18	19	NA	100%	98%	79%	94%	94%	100%	100%	NA
1987	136	350	116	136	35	27	33	NA	97%	99%	74%	96%	100%	100%	100%	NA
1988	190	452	246	110	9	57	75	NA	100%	99%	62%	99%	100%	100%	100%	NA
1989	85	332	217	111	21	66	51	NA	98%	99%	76%	98%	100%	100%	100%	NA
1990	63	281	243	160	30	46	92	NA	100%	99%	73%	96%	100%	100%	95%	NA
1991	72	393	489	279	43	49	51	NA	99%	99%	69%	93%	95%	100%	96%	NA
1992	96	536	628	296	161	67	110	NA	99%	99%	76%	91%	94%	100%	99%	NA
1993	160	518	671	374	400	106	171	NA	98%	100%	71%	78%	94%	100%	99%	NA
1994	179	560	659	555	416	152	210	NA	99%	99%	60%	73%	96%	100%	97%	NA
1995	217	516	703	540	531	138	240	NA	94%	97%	73%	66%	95%	100%	85%	NA
1996	150	117	683	307	289	115	75	106	100%	95%	73%	58%	93%	100%	65%	98%
1997	144	221	716	324	306	46	62	112	100%	98%	77%	63%	98%	100%	55%	97%
1998	80	186	599	274	205	55	49	60	100%	100%	77%	87%	99%	100%	80%	98%
1999	45	111	643	285	191	61	25	40	100%	99%	81%	75%	98%	100%	80%	100%
2000	46	151	693	312	165	61	27	19	100%	100%	80%	67%	99%	100%	74%	100%
2001	40	145	681	343	245	68	50	33	100%	97%	78%	70%	100%	100%	80%	94%
2002	48	155	714	293	265	32	52	37	100%	99%	77%	75%	99%	100%	75%	100%
2003	31	148	787	209	218	35	60	36	100%	99%	78%	72%	99%	100%	65%	100%
2004	43	110	869	259	263	36	53	25	100%	100%	74%	77%	99%	100%	79%	100%
2005	23	106	581	267	233	50	47	39	100%	100%	80%	75%	100%	100%	79%	56%
2006	12	111	445	358	273	37	43	48	100%	99%	85%	77%	100%	100%	74%	71%
2007	8	133	564	424	205	42	63	41	88%	97%	83%	85%	98%	100%	57%	34%
2008	13	195	389	312	210	24	65	41	100%	98%	86%	81%	98%	100%	80%	56%
2009	7	229	455	298	178	31	82	42	100%	99%	91%	78%	100%	100%	83%	43%
2010	13	306	187	253	226	14	94	48	92%	99%	88%	78%	99%	100%	91%	50%
2011	2	303	227	274	215	20	98	52	100%	100%	87%	85%	100%	95%	95%	50%

**Table 3.** Canada and United States pelagic longline number of trips per region and year.

<i>Year</i>	<i>CANADA</i>					<i>UNITED STATES</i>							
	<i>MAB</i>	<i>NEC</i>	<i>NED</i>	<i>SAB</i>	<i>UNK</i>	<i>CAR</i>	<i>FEC</i>	<i>GOM</i>	<i>MAB</i>	<i>NEC</i>	<i>NED</i>	<i>SAB</i>	<i>SAR</i>
1962			11							1			
1963	12	44	48							2			
1964	22	115	67		48					5			
1965	32	110	51	1	3								
1966	7	125	69										
1967	17	96	99	2									
1968	48	179	69										
1969	28	180	62										
1970	22	79	81					11					
1979					39		743				1		
1980					75		1070		1				
1981					36		53		16			3	
1982					34		29	1	53	3			12
1983		1			29		26	6	81	8	3		18
1984					33		76	5	52	14	11		8
1985					34	11	60	48	33	13	16		4
1986					30	42	119	56	77	16	18		19
1987					35	136	350	116	136	35	27		33
1988					36	190	452	246	110	9	57		75
1989					44	85	332	217	111	21	66		51
1990					45	63	281	243	160	30	46		92
1991					117	72	393	489	279	43	49		51
1992					117	96	536	628	296	161	67		110
1993		166	39		13	160	518	671	374	234	67		171
1994		310	96		21	179	560	659	555	106	56		210
1995		313	90		2	217	516	703	540	218	48		240
1996		213	114		3	150	137	683	385	145	46	313	106
1997		226	45		1	144	238	718	409	163	46	248	114
1998		148	55		7	80	202	600	355	131	37	222	60
1999		139	61		2	45	132	645	429	112	30	206	41
2000		125	61		1	46	172	698	410	110	40	177	19
2001		164	65		5	40	170	681	436	144	31	194	35
2002		187	30			48	166	714	376	106	34	172	37
2003		160	34		1	31	163	787	277	86	40	195	36
2004		197	34		8	43	116	869	307	83	36	196	25
2005		190	48		1	23	116	582	317	73	36	168	39
2006		226	32			12	111	445	431	74	30	154	48
2007		168	41			8	143	564	487	64	25	229	41
2008		141	24			13	214	389	428	97	21	205	41
2009		125	28			7	235	455	392	81	26	191	43
2010		164	13		1	13	316	187	390	109	21	230	49
2011		154	20		4	2	308	237	368	95	19	226	52

**Table 4.** Canada and United States pelagic longline trips per season and year within the Northeast Coastal and Northeast Distant Waters, 1993 to 2011.

<i>Year</i>	<i>CAN</i>				<i>USA</i>			
	<i>Jan-Mar</i>	<i>Apr-Jun</i>	<i>Jul-Sep</i>	<i>Oct-Dec</i>	<i>Jan-Mar</i>	<i>Apr-Jun</i>	<i>Jul-Sep</i>	<i>Oct-Dec</i>
1993	0	26	151	28	0	36	182	83
1994	0	26	313	67	0	20	90	52
1995	0	20	322	61	1	17	146	102
1996	0	15	281	31	0	10	129	52
1997	0	26	233	12	3	10	137	59
1998	0	20	167	16	0	9	109	50
1999	0	39	161	0	0	9	93	40
2000	0	32	154	0	1	13	101	35
2001	0	44	185	0	2	20	109	44
2002	0	40	157	20	4	18	87	31
2003	0	15	140	39	0	13	73	40
2004	0	10	177	44	0	6	77	36
2005	0	15	188	35	0	11	66	32
2006	0	27	195	36	0	10	62	32
2007	0	23	158	28	0	5	66	18
2008	0	18	133	14	0	12	66	40
2009	0	21	115	17	0	12	58	37
2010	0	19	129	29	0	15	92	23
2011	0	19	129	26	0	19	75	20



**Table 5** a) Generalized linear model selection criteria for the proportion positive observations of CPUE in weight for index 1 U.S. Pelagic longline DLS 1986-2011. Significant factors are in yellow. The final model did not converge with any interactions or with area or quarter so these were removed from the binomial component. The same model structure is used for INDEX 6, calculated in weight.

Proportion positive

There are no explanatory factors in the base model.

<i>FACTOR</i>	<i>DEGF</i>	<i>DEVIANCE</i>	<i>DEV/DF</i>	<i>%REDUCTION</i>	<i>LOGLIKE</i>	<i>CHISQ</i>	<i>PROBCHISQ</i>
BASE	34551	4578	0.1325	-14108.9			
OP	34544	4201.3	0.1216	8.21	-12625.5	2966.79	0
AREA	34512	4062.9	0.1177	1.73	-12046.7	611.64	0 DNC
QTR	34509	4008.1	0.1161	1.34	-11812.2	468.98	0 DNC
TARGKEY	34508	4036.1	0.117	0.65	-11932.3	228.7	0
YEAR*AREA	34349	3849.6	0.1121	3.51	-11115.2	1393.99	0 DNC
YEAR*OP	34176	3775.6	0.1105	1.43	-10779.6	671.13	0 DNC
AREA*QTR	34155	3722.3	0.109	1.35	-10534.3	490.66	0 DNC
YEAR*QTR	34101	3749.3	0.1099	0.48	-10659.2	240.93	0

b) Generalized linear model selection criteria for the positive catch observations of CPUE in weight for index 1 U.S. Pelagic longline DLS 1986-2011. Significant factors are in yellow.

Lognormal

The explanatory factors in the base model are: YEAR

<i>FACTOR</i>	<i>DEGF</i>	<i>DEVIANCE</i>	<i>DEV/DF</i>	<i>%REDUCTION</i>	<i>LOGLIKE</i>	<i>CHISQ</i>	<i>PROBCHISQ</i>
BASE	29094	55885.1	1.9208		-50810.7		
OP	29087	41136.2	1.4142	26.37	-46349.4	8922.65	0
TARGKEY	29084	37983.4	1.306	7.65	-45188.4	2321.99	0
AREA	29077	35820	1.2319	5.67	-44334.6	1707.71	0
QTR	29074	34945.9	1.202	2.43	-43974.9	719.42	0
YEAR*AREA	28914	32835.7	1.1356	5.52	-43068	1813.74	0
YEAR*OP	28741	31837.6	1.1077	2.46	-42618.6	898.85	0
YEAR*TARGKEY	28666	31198.3	1.0883	1.75	-42323.2	590.71	0
AREA*QTR	28645	30725.7	1.0726	1.44	-42101	444.47	0
YEAR*QTR	28570	30363.1	1.0628	0.92	-41928.1	345.65	0

c) Table of parameter estimates for binomial component.

<b>Solution for Fixed Effects</b>										
<i>Effect</i>	<i>op</i>	<i>year</i>	<i>Estimate</i>	<i>Standard Error</i>	<i>DF</i>	<i>t Value</i>	<i>Pr &gt;  t </i>	<i>Alpha</i>	<i>Lower</i>	<i>Upper</i>
Intercept			4.2563	0.2093	6126	20.34	<.0001	0.05	3.8461	4.6665
year		1986	-0.282	0.3856	6126	-0.73	0.4647	0.05	-1.038	0.474
year		1987	0.00782	0.2853	6126	0.03	0.9781	0.05	-0.5515	0.5672
year		1988	-0.5332	0.2262	6126	-2.36	0.0185	0.05	-0.9767	-0.0897
year		1989	-0.1277	0.2583	6126	-0.49	0.621	0.05	-0.6342	0.3787
year		1990	-0.5176	0.2401	6126	-2.16	0.0312	0.05	-0.9883	-0.0468
year		1991	-0.9197	0.2009	6126	-4.58	<.0001	0.05	-1.3136	-0.5258
year		1992	-0.6798	0.1968	6126	-3.45	0.0006	0.05	-1.0655	-0.2941
year		1993	-1.0186	0.1856	6126	-5.49	<.0001	0.05	-1.3824	-0.6547
year		1994	-1.405	0.1798	6126	-7.81	<.0001	0.05	-1.7575	-1.0526
year		1995	-1.3305	0.1784	6126	-7.46	<.0001	0.05	-1.6802	-0.9808
year		1996	-1.5432	0.185	6126	-8.34	<.0001	0.05	-1.9059	-1.1805
year		1997	-1.3209	0.1862	6126	-7.09	<.0001	0.05	-1.6859	-0.956
year		1998	-0.8038	0.1993	6126	-4.03	<.0001	0.05	-1.1945	-0.4131
year		1999	-0.8865	0.1976	6126	-4.49	<.0001	0.05	-1.2739	-0.4991
year		2000	-0.9807	0.1921	6126	-5.1	<.0001	0.05	-1.3573	-0.604
year		2001	-1.0022	0.1894	6126	-5.29	<.0001	0.05	-1.3735	-0.6309
year		2002	-0.9102	0.1899	6126	-4.79	<.0001	0.05	-1.2825	-0.5378
year		2003	-0.8884	0.1899	6126	-4.68	<.0001	0.05	-1.2607	-0.5162
year		2004	-0.9834	0.1861	6126	-5.28	<.0001	0.05	-1.3483	-0.6186
year		2005	-0.7985	0.196	6126	-4.07	<.0001	0.05	-1.1827	-0.4143
year		2006	-0.5538	0.2002	6126	-2.77	0.0057	0.05	-0.9463	-0.1613
year		2007	-0.5373	0.1922	6126	-2.8	0.0052	0.05	-0.914	-0.1606
year		2008	-0.4054	0.2055	6126	-1.97	0.0486	0.05	-0.8083	-0.0025
year		2009	-0.2691	0.2048	6126	-1.31	0.1889	0.05	-0.6706	0.1324
year		2010	-0.3078	0.2163	6126	-1.42	0.1547	0.05	-0.7317	0.1161
year		2011	0	.	.	.	.	.	.	.
op	0		-2.6358	0.1443	6126	-18.26	<.0001	0.05	-2.9188	-2.3528
op	2		0.6063	0.2798	6126	2.17	0.0303	0.05	0.05777	1.1548
op	4		-1.5092	0.1475	6126	-10.23	<.0001	0.05	-1.7983	-1.22
op	5		-1.2211	0.1592	6126	-7.67	<.0001	0.05	-1.5332	-0.9091
op	6		0.1615	0.1823	6126	0.89	0.3756	0.05	-0.1958	0.5188
op	7		-2.4087	0.1588	6126	-15.17	<.0001	0.05	-2.7201	-2.0974
op	8		-2.1697	0.1446	6126	-15.01	<.0001	0.05	-2.453	-1.8863

d) Table of parameter estimates for lognormal component.

Solution for Fixed Effects													
<i>Effect</i>	<i>area</i>	<i>TargKey</i>	<i>op</i>	<i>year</i>	<i>qtr</i>	<i>Estimate</i>	<i>Standard Error</i>	<i>DF</i>	<i>t Value</i>	<i>Pr &gt;  t </i>	<i>Alpha</i>	<i>Lower</i>	<i>Upper</i>
Intercept						6.5759	0.2731	21	24.08	<.0001	0.05	6.008	7.1439
area	CAR					0.3186	0.2094	21	1.52	0.1431	0.05	-0.117	0.7542
area	FEC					-0.086	0.2064	21	-0.42	0.6823	0.05	-0.515	0.3436
area	GOM					-0.826	0.2064	21	-4	0.0006	0.05	-1.256	-0.397
area	MAB					-0.551	0.2064	21	-2.67	0.0144	0.05	-0.98	-0.121
area	NEC					-0.258	0.2142	21	-1.2	0.242	0.05	-0.703	0.1876
area	NED					0.7631	0.2417	21	3.16	0.0048	0.05	0.2604	1.2658
area	SAB					-0.345	0.208	21	-1.66	0.112	0.05	-0.778	0.0875
area	SAR					0	.	.	.	.	.	.	.
year				1986		0.6168	0.2976	75	2.07	0.0417	0.05	0.0239	1.2097
year				1987		0.4316	0.2921	75	1.48	0.1437	0.05	-0.15	1.0134
year				1988		0.4799	0.2913	75	1.65	0.1036	0.05	-0.1	1.0601
year				1989		0.3908	0.2906	75	1.34	0.1828	0.05	-0.188	0.9698
year				1990		0.2573	0.2907	75	0.89	0.379	0.05	-0.322	0.8364
year				1991		0.0886	0.2895	75	0.31	0.7603	0.05	-0.488	0.6653
year				1992		-0.044	0.2877	75	-0.15	0.8781	0.05	-0.618	0.5289
year				1993		-0.248	0.2873	75	-0.86	0.3903	0.05	-0.821	0.3241
year				1994		-0.389	0.2875	75	-1.35	0.1805	0.05	-0.961	0.1841
year				1995		-0.423	0.2874	75	-1.47	0.1455	0.05	-0.995	0.1497
year				1996		-0.584	0.2872	75	-2.03	0.0457	0.05	-1.156	-0.012
year				1997		-0.381	0.2873	75	-1.33	0.1886	0.05	-0.953	0.1912
year				1998		-0.231	0.2881	75	-0.8	0.4255	0.05	-0.805	0.3431
year				1999		0.0266	0.2908	75	0.09	0.9273	0.05	-0.553	0.6059
year				2000		-0.009	0.2915	75	-0.03	0.9761	0.05	-0.589	0.5719
year				2001		-0.208	0.2877	75	-0.72	0.4715	0.05	-0.781	0.3649
year				2002		-0.055	0.2879	75	-0.19	0.8497	0.05	-0.628	0.5188
year				2003		0.0607	0.2889	75	0.21	0.8341	0.05	-0.515	0.6362
year				2004		-0.255	0.289	75	-0.88	0.3797	0.05	-0.831	0.3203
year				2005		-0.131	0.2903	75	-0.45	0.6527	0.05	-0.71	0.4472
year				2006		-0.295	0.291	75	-1.01	0.3138	0.05	-0.875	0.2846
year				2007		0.0557	0.2942	75	0.19	0.8504	0.05	-0.53	0.6417
year				2008		-0.229	0.2918	75	-0.79	0.4343	0.05	-0.811	0.3519
year				2009		-0.004	0.2911	75	-0.01	0.9894	0.05	-0.584	0.576
year				2010		-0.17	0.2905	75	-0.58	0.5605	0.05	-0.749	0.4089
year				2011		0	.	.	.	.	.	.	.
qtr					1	0.029	0.1171	21	0.25	0.8068	0.05	-0.215	0.2725
qtr					2	-0.204	0.1104	21	-1.85	0.0785	0.05	-0.434	0.0254
qtr					3	-0.283	0.1099	21	-2.58	0.0176	0.05	-0.512	-0.055
qtr					4	0	.	.	.	.	.	.	.
TargKey		1				0.7158	0.0556	75	12.87	<.0001	0.05	0.605	0.8266
TargKey		2				0.5045	0.057	75	8.86	<.0001	0.05	0.3911	0.618
TargKey		3				0.2656	0.054	75	4.92	<.0001	0.05	0.158	0.3732
TargKey		4				0	.	.	.	.	.	.	.
op			0			-0.701	0.0732	173	-9.57	<.0001	0.05	-0.845	-0.556
op			2			-0.372	0.0767	173	-4.85	<.0001	0.05	-0.523	-0.22
op			4			-0.441	0.0737	173	-5.99	<.0001	0.05	-0.587	-0.296
op			5			-0.264	0.0735	173	-3.59	0.0004	0.05	-0.409	-0.119
op			6			-0.017	0.0731	173	-0.24	0.8135	0.05	-0.162	0.127
op			7			-1.285	0.0812	173	-15.82	<.0001	0.05	-1.445	-1.124
op			8			-0.858	0.0771	173	-11.12	<.0001	0.05	-1.01	-0.705
op			9			0	.	.	.	.	.	.	.

**Table 6** a) Generalized linear model selection criteria for the proportion positive observations of CPUE in weight for index 2. U.S. Pelagic longline DLS 1996-2011. Significant factors are in yellow. The same model is applied to index 7 which is the same index calculated in number.

<i>Factor</i>	<i>Degf</i>	<i>Deviance</i>	<i>Dev/df</i>	<i>%reduction</i>	<i>Loglike</i>	<i>Chisq</i>	<i>Probchisq</i>
BASE	20162	2919.8	0.1448		-9129.2		
LGHTC	20159	2353.6	0.1168	19.38	-6955.9	4346.58	0
HBFLCUT	20154	2327	0.1155	1.11	-6841.3	229.1	0
AREA	20147	2308.2	0.1146	0.77	-6759.5	163.65	0
OP	20147	2310.4	0.1147	0.68	-6769.2	144.27	0
QTR	20151	2311.6	0.1147	0.65	-6774.4	133.79	0
YEAR	20139	2313.8	0.1149	0.49	-6783.9	114.79	0
YEAR*QTR	20152	2321.1	0.1152	0.19	-6815.9	40.1	0
AREA*QTR	20152	2321.1	0.1152	0.19	-6815.9	.	.
YEAR*HBFLCUT	20148	2321.7	0.1152	0.15	-6818.3	35.17	0
YEAR*LGHTC	20150	2325	0.1154	0.02	-6832.9	6.06	0.10862
YEAR*AREA	20153	2325.7	0.1154	0	-6835.9	.	.
YEAR*OP	20153	2325.7	0.1154	0	-6835.9	.	.

b) Generalized linear model selection criteria for the positive catch observations of CPUE in weight for index 2. U.S. Pelagic longline DLS 1996-2011.

<i>Factor</i>	<i>Degf</i>	<i>Deviance</i>	<i>Dev/df</i>	<i>%reduction</i>	<i>Loglike</i>	<i>Chisq</i>	<i>Prob chisq</i>
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
BASE	16620	33870.4	2.0379	-29500.2			
LGHTC	16617	22467.9	1.3521	33.65	-26089.1	6822.15	0
HBFLCUT	16612	20568.7	1.2382	8.43	-25355.2	1467.93	0
AREA	16605	18918.4	1.1393	7.98	-24660.1	1390.12	0
QTR	16602	18362.4	1.106	2.92	-24412.2	495.84	0
OP	16595	18076.3	1.0893	1.52	-24281.7	260.99	0
YEAR	16587	18242.6	1.0998	0.56	-24357.8	108.73	0
YEAR*AREA	16480	17308.1	1.0502	3.01	-23920.8	.	.
YEAR*OP	16375	16866.7	1.03	1.93	-23706.1	.	.
YEAR*LGHTC	16330	16607.8	1.017	1.26	-23577.6	.	.
AREA*QTR	16310	16428.5	1.0073	0.96	-23487.4	180.36	0
YEAR*HBFLCUT	16260	16382.4	1.0075	0.93	-23464	.	.
YEAR*QTR	16285	16469.7	1.0113	0.56	-23508.2	.	.

c) Table of parameter estimates for binomial component for model 2.

Solution for Fixed Effects											
<i>Effect</i>	<i>lghtc</i>	<i>HBFLcut</i>	<i>year</i>	<i>Estimate</i>	<i>Standard Error</i>	<i>DF</i>	<i>t Value</i>	<i>Pr &gt;  t </i>	<i>Alpha</i>	<i>Lower</i>	<i>Upper</i>
Intercept				6.066	0.241	5618	25.16	<.0001	0.05	5.5931	6.5382
year			1996	-0.834	0.1543	5618	-5.4	<.0001	0.05	-1.136	-0.531
year			1997	-0.532	0.154	5618	-3.45	0.0006	0.05	-0.834	-0.23
year			1998	-0.020	0.1654	5618	-0.12	0.9032	0.05	-0.344	0.3042
year			1999	-0.247	0.1614	5618	-1.53	0.1267	0.05	-0.563	0.0699
year			2000	-0.530	0.1604	5618	-3.31	0.001	0.05	-0.845	-0.216
year			2001	-0.615	0.16	5618	-3.85	0.0001	0.05	-0.929	-0.302
year			2002	-0.573	0.1618	5618	-3.54	0.0004	0.05	-0.891	-0.256
year			2003	-0.613	0.1625	5618	-3.77	0.0002	0.05	-0.932	-0.294
year			2004	-0.668	0.1598	5618	-4.18	<.0001	0.05	-0.982	-0.355
year			2005	-0.617	0.1688	5618	-3.65	0.0003	0.05	-0.948	-0.286
year			2006	-0.327	0.1711	5618	-1.91	0.0559	0.05	-0.663	0.0083
year			2007	-0.335	0.1644	5618	-2.04	0.0418	0.05	-0.657	-0.012
year			2008	-0.196	0.1753	5618	-1.12	0.2634	0.05	-0.54	0.1476
year			2009	-0.134	0.1762	5618	-0.76	0.4468	0.05	-0.48	0.2114
year			2010	-0.293	0.1804	5618	-1.63	0.1039	0.05	-0.647	0.0602
year			2011	0.000	.	.	.	.	.	.	.
lghtc	0			-4.325	0.1627	5618	-26.59	<.0001	0.05	-4.644	-4.006
lghtc	1			-2.381	0.168	5618	-14.17	<.0001	0.05	-2.71	-2.052
lghtc	2			-1.232	0.2001	5618	-6.16	<.0001	0.05	-1.624	-0.84
lghtc	3			0.000	.	.	.	.	.	.	.
HBFL cut		1		-1.717	0.3732	5618	-4.6	<.0001	0.05	-2.449	-0.985
HBFL cut		2		-0.714	0.1784	5618	-4	<.0001	0.05	-1.063	-0.364
HBFL cut		3		-0.972	0.1257	5618	-7.73	<.0001	0.05	-1.219	-0.726
HBFL cut		4		-0.916	0.1354	5618	-6.77	<.0001	0.05	-1.181	-0.651
HBFL cut		5		-1.932	0.2382	5618	-8.11	<.0001	0.05	-2.399	-1.465
HBFL cut		NA		0.000	.	.	.	.	.	.	.

d) Table of parameter estimates for lognormal component for model 2.

<i>Effect</i>	<i>lghtc</i>	<i>HBFLcut</i>	<i>area</i>	<i>op</i>	<i>year</i>	<i>qtr</i>	<i>Estimate</i>	<i>Standard Error</i>	<i>DF</i>	<i>t Value</i>	<i>Pr &gt;  t </i>	<i>Alpha</i>	<i>Lower</i>	<i>Upper</i>
Intercept							8.739	0.181	45	48.35	<.0001	0.05	8.375	9.103
year					1996		-0.479	0.198	45	-2.42	0.020	0.05	-0.877	-0.080
year					1997		-0.304	0.198	45	-1.54	0.131	0.05	-0.703	0.094
year					1998		-0.069	0.198	45	-0.35	0.728	0.05	-0.469	0.330
year					1999		0.003	0.200	45	0.01	0.989	0.05	-0.399	0.405
year					2000		-0.094	0.200	45	-0.47	0.639	0.05	-0.497	0.308
year					2001		-0.354	0.199	45	-1.77	0.083	0.05	-0.756	0.048
year					2002		-0.169	0.200	45	-0.84	0.403	0.05	-0.571	0.234
year					2003		-0.281	0.200	45	-1.4	0.167	0.05	-0.685	0.122
year					2004		-0.398	0.201	45	-1.98	0.053	0.05	-0.803	0.006
year					2005		-0.193	0.202	45	-0.96	0.344	0.05	-0.600	0.214
year					2006		-0.156	0.203	45	-0.77	0.447	0.05	-0.564	0.253
year					2007		-0.115	0.204	45	-0.56	0.576	0.05	-0.525	0.295
year					2008		-0.216	0.203	45	-1.07	0.293	0.05	-0.623	0.192

year		2009	-0.064	0.203	45	-0.31	0.755	0.05	-0.473	0.346
year		2010	-0.248	0.202	45	-1.23	0.226	0.05	-0.654	0.159
year		2011	0.000	.	.	.	.	.	.	.
lghtc	0		-2.047	0.060	45	-34.07	<.0001	0.05	-2.168	-1.926
lghtc	1		-1.238	0.059	45	-20.88	<.0001	0.05	-1.357	-1.119
lghtc	2		-0.560	0.059	45	-9.49	<.0001	0.05	-0.679	-0.441
lghtc	3		0.000	.	.	.	.	.	.	.
HBFLcut	1		-1.285	0.091	2.1E+4	-14.11	<.0001	0.05	-1.463	-1.106
HBFLcut	2		-1.386	0.057	2.1E+4	-24.25	<.0001	0.05	-1.498	-1.274
HBFLcut	3		-1.682	0.051	2.1E+4	-33.18	<.0001	0.05	-1.781	-1.583
HBFLcut	4		-1.695	0.054	2.1E+4	-31.5	<.0001	0.05	-1.800	-1.589
HBFLcut	5		-2.036	0.100	2.1E+4	-20.39	<.0001	0.05	-2.231	-1.840
HBFLcut	NA		0.000	.	.	.	.	.	.	.
area		CAR	0.358	0.113	105	3.16	0.002	0.05	0.133	0.582
area		FEC	-0.278	0.105	105	-2.65	0.009	0.05	-0.487	-0.070
area		GOM	-0.317	0.105	105	-3.02	0.003	0.05	-0.525	-0.109
area		MAB	0.187	0.105	105	1.79	0.077	0.05	-0.021	0.395
area		NEC	0.346	0.106	105	3.26	0.002	0.05	0.135	0.557
area		NED	1.439	0.110	105	13.14	<.0001	0.05	1.222	1.656
area		SAB	0.495	0.105	105	4.73	<.0001	0.05	0.287	0.702
area		SAR	0.000	.	.	.	.	.	.	.
qtr		1	0.159	0.022	2.1E+4	7.25	<.0001	0.05	0.116	0.202
qtr		2	-0.211	0.020	2.1E+4	-10.41	<.0001	0.05	-0.250	-0.171
qtr		3	-0.329	0.019	2.1E+4	-16.95	<.0001	0.05	-0.367	-0.291
qtr		4	0.000	.	.	.	.	.	.	.
op		0	-0.237	0.067	105	-3.51	0.001	0.05	-0.370	-0.103
op		2	-0.603	0.071	105	-8.45	<.0001	0.05	-0.745	-0.462
op		4	-0.150	0.067	105	-2.25	0.027	0.05	-0.282	-0.018
op		5	-0.154	0.069	105	-2.25	0.027	0.05	-0.290	-0.018
op		6	0.004	0.067	105	0.06	0.951	0.05	-0.129	0.137
op		7	-0.518	0.083	105	-6.21	<.0001	0.05	-0.683	-0.353
op		8	-0.423	0.070	105	-6.04	<.0001	0.05	-0.562	-0.284
op		9	0.000	.	.	.	.	.	.	.

**Table 7.** Table of indices with observed CPUE, observed proportion positive, number of observations, estimated CPUE, standard error, cv and relative CPUE and confidence intervals.

**Index 1 with key species CPUE as a targeting characteristic**

year	obcpue	Obp pos	nobs	new std	stderr	cv_i	STD CPUE	LCI	UCI
1986	1499.39	0.94	347	1090.311	225.162	0.207	1.804	1.199	2.715
1987	1217.36	0.95	833	929.016	184.775	0.199	1.537	1.037	2.279
1988	1217.16	0.91	1139	939.164	185.563	0.198	1.554	1.051	2.298
1989	1112.10	0.93	883	889.943	175.309	0.197	1.472	0.997	2.175
1990	1006.12	0.91	915	765.627	151.057	0.197	1.267	0.857	1.873
1991	830.13	0.87	1376	640.178	125.335	0.196	1.059	0.719	1.561
1992	693.30	0.90	1894	557.439	107.764	0.193	0.922	0.629	1.353
1993	636.65	0.86	2195	442.603	85.339	0.193	0.732	0.500	1.073
1994	629.43	0.81	2325	364.567	70.449	0.193	0.603	0.411	0.885
1995	600.40	0.81	2482	362.486	69.958	0.193	0.600	0.409	0.879
1996	491.47	0.78	1965	335.727	63.664	0.190	0.555	0.381	0.809
1997	564.43	0.81	2080	404.754	76.629	0.189	0.670	0.460	0.975
1998	629.19	0.87	1687	540.934	102.528	0.190	0.895	0.615	1.303
1999	592.48	0.84	1640	587.636	112.493	0.191	0.972	0.665	1.421
2000	505.32	0.83	1671	611.459	117.034	0.191	1.012	0.692	1.478
2001	452.56	0.83	1731	465.082	88.818	0.191	0.770	0.527	1.124
2002	575.04	0.83	1653	622.538	118.751	0.191	1.030	0.706	1.503
2003	631.22	0.83	1615	554.178	106.028	0.191	0.917	0.628	1.340
2004	608.16	0.81	1675	485.608	93.378	0.192	0.803	0.549	1.176
2005	579.70	0.84	1354	544.229	105.284	0.193	0.900	0.614	1.321
2006	559.28	0.85	1305	563.839	109.858	0.195	0.933	0.634	1.372
2007	546.00	0.85	1561	641.670	125.650	0.196	1.062	0.720	1.565
2008	513.23	0.88	1408	546.042	106.173	0.194	0.903	0.615	1.328
2009	572.66	0.89	1430	687.227	134.023	0.195	1.137	0.773	1.673
2010	541.52	0.89	1315	479.710	92.998	0.194	0.794	0.541	1.165
2011	572.52	0.91	1307	661.975	130.094	0.197	1.095	0.742	1.617

**Index 2 with Gear targeting**

year	obcpue	obppos	nobs	estcpue	stderr	cv_i	STD CPUE	LCI	UCI
1996	491.47	0.78	1965	332.347	55.056	0.166	0.722	0.519	1.003
1997	564.43	0.81	2080	406.098	67.168	0.165	0.882	0.635	1.225
1998	629.19	0.87	1687	529.625	87.706	0.166	1.150	0.828	1.598
1999	592.48	0.84	1640	562.362	93.942	0.167	1.221	0.876	1.702
2000	505.32	0.83	1671	500.798	83.901	0.168	1.088	0.780	1.517
2001	452.56	0.83	1731	383.783	64.129	0.167	0.833	0.598	1.161
2002	575.04	0.83	1653	463.469	77.618	0.167	1.006	0.722	1.404
2003	631.22	0.83	1615	412.682	69.395	0.168	0.896	0.642	1.252
2004	608.16	0.81	1675	365.453	61.553	0.168	0.794	0.568	1.109
2005	579.70	0.84	1354	450.518	76.528	0.170	0.978	0.698	1.371
2006	559.28	0.85	1305	477.452	81.430	0.171	1.037	0.739	1.455
2007	546.00	0.85	1561	497.048	85.181	0.171	1.079	0.768	1.517
2008	513.23	0.88	1408	453.090	77.139	0.170	0.984	0.702	1.380

2009	572.66	0.89	1430	529.084	90.522	0.171	1.149	0.818	1.614
2010	541.52	0.89	1315	436.384	74.089	0.170	0.948	0.676	1.328
2011	572.52	0.91	1307	567.530	97.480	0.172	1.232	0.876	1.733

**Index 3 CPUE in weight using model from index 1**

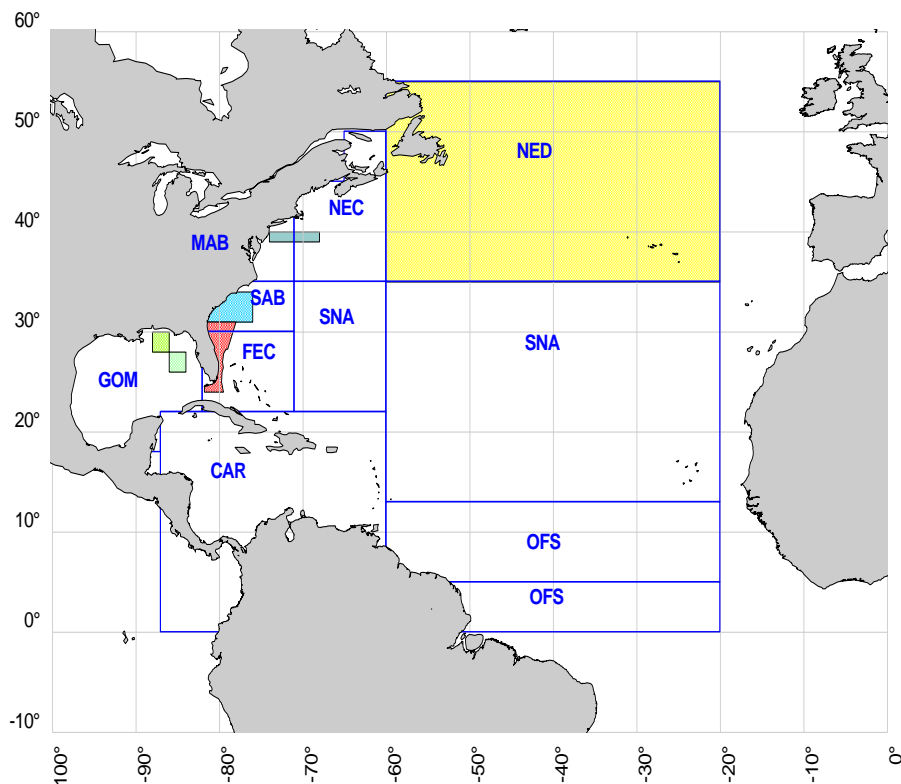
year	obcpue	obppos	nobs	estcpue	stderr	cv_i	STD CPUE	LCI	UCI
1986	18.89	0.94	347	13.691	2.875	0.210	1.806	1.192	2.736
1987	15.85	0.95	833	11.848	2.403	0.203	1.563	1.046	2.335
1988	16.29	0.91	1139	12.246	2.467	0.201	1.615	1.084	2.407
1989	14.19	0.93	883	11.558	2.321	0.201	1.524	1.024	2.269
1990	13.30	0.91	915	9.864	1.984	0.201	1.301	0.874	1.937
1991	10.28	0.87	1376	7.754	1.548	0.200	1.023	0.689	1.519
1992	8.99	0.90	1894	6.754	1.333	0.197	0.891	0.603	1.317
1993	8.15	0.86	2195	5.369	1.057	0.197	0.708	0.479	1.046
1994	8.61	0.81	2325	4.592	0.906	0.197	0.606	0.410	0.895
1995	7.87	0.81	2482	4.564	0.899	0.197	0.602	0.407	0.889
1996	6.76	0.78	1965	4.355	0.841	0.193	0.574	0.392	0.842
1997	7.80	0.81	2080	5.298	1.022	0.193	0.699	0.477	1.024
1998	9.51	0.87	1687	7.589	1.465	0.193	1.001	0.683	1.467
1999	8.19	0.84	1640	7.924	1.544	0.195	1.045	0.710	1.538
2000	6.80	0.83	1672	7.935	1.546	0.195	1.046	0.711	1.539
2001	6.01	0.83	1731	5.899	1.147	0.194	0.778	0.529	1.144
2002	7.88	0.83	1653	7.953	1.544	0.194	1.049	0.714	1.541
2003	9.18	0.83	1615	7.018	1.366	0.195	0.926	0.629	1.361
2004	8.41	0.81	1675	5.995	1.173	0.196	0.791	0.537	1.165
2005	7.85	0.84	1354	6.852	1.348	0.197	0.904	0.612	1.335
2006	7.93	0.85	1305	7.422	1.471	0.198	0.979	0.661	1.450
2007	7.37	0.85	1561	8.070	1.608	0.199	1.064	0.717	1.579
2008	6.75	0.88	1408	6.645	1.315	0.198	0.876	0.592	1.297
2009	6.77	0.89	1430	8.001	1.588	0.198	1.055	0.712	1.563
2010	5.80	0.89	1315	5.091	1.004	0.197	0.671	0.454	0.992
2011	6.27	0.91	1307	6.846	1.370	0.200	0.903	0.607	1.342

**Index 4 with swo/total. Strict update of 2009 index**

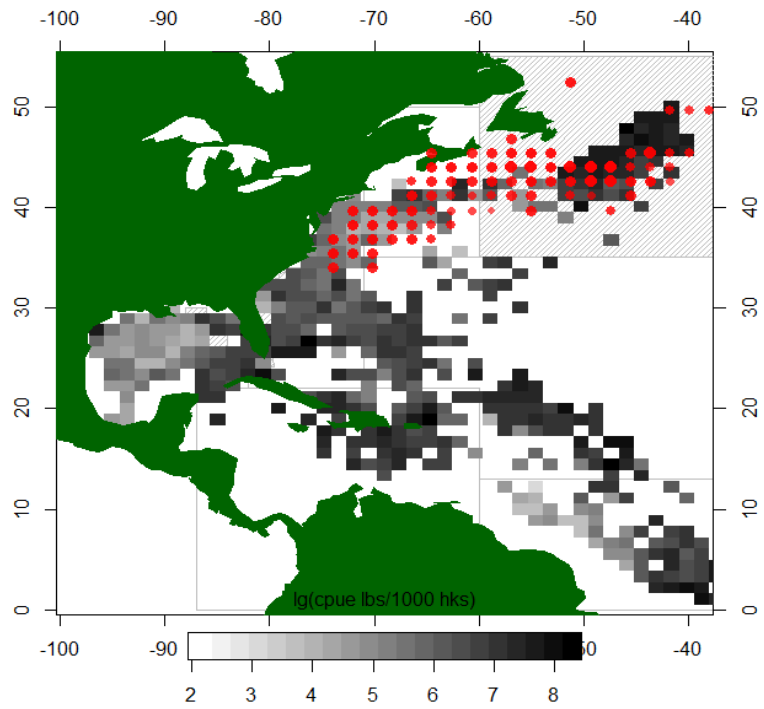
year	obcpue	obppos	nobs	estcpue	stderr	cv_i	STDCPUE	LCI	UCI
1982	3657.04	1.00	98	1379.569	249.009	0.180	2.321	1.622	3.321
1983	2107.97	0.99	142	984.616	151.773	0.154	1.657	1.219	2.251
1984	1832.96	0.99	166	902.076	134.481	0.149	1.518	1.128	2.042
1985	1997.44	0.99	185	875.229	118.305	0.135	1.473	1.125	1.927
1986	1499.39	0.94	347	821.238	103.190	0.126	1.382	1.076	1.775
1987	1217.36	0.95	833	659.102	78.739	0.119	1.109	0.874	1.407
1988	1217.16	0.91	1139	686.168	81.234	0.118	1.154	0.912	1.462
1989	1112.10	0.93	883	613.378	72.490	0.118	1.032	0.815	1.306
1990	1006.12	0.91	915	639.294	75.530	0.118	1.076	0.850	1.361
1991	830.13	0.87	1376	614.319	71.771	0.117	1.034	0.819	1.305
1992	693.30	0.90	1894	557.351	63.831	0.115	0.938	0.746	1.178



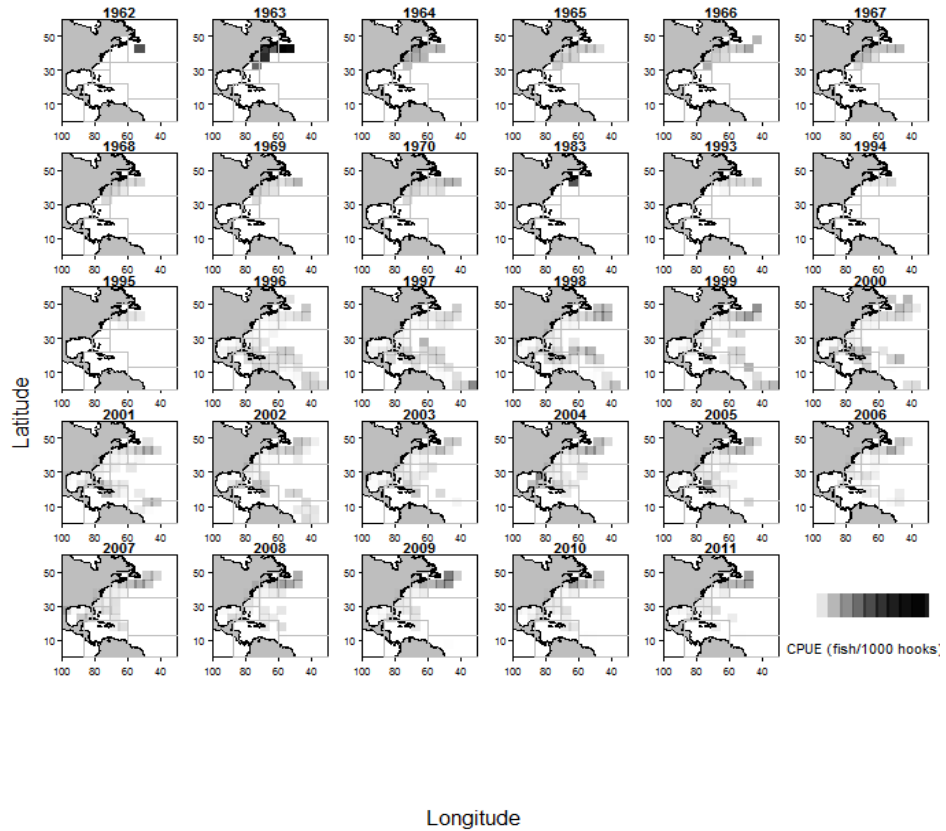
1993	636.65	0.86	2195	498.125	56.737	0.114	0.838	0.668	1.052
1994	629.43	0.81	2325	457.357	52.276	0.114	0.769	0.613	0.966
1995	600.40	0.81	2482	498.273	56.741	0.114	0.838	0.668	1.052
1996	491.47	0.78	1965	408.530	46.422	0.114	0.687	0.548	0.862
1997	564.43	0.81	2080	450.059	50.929	0.113	0.757	0.604	0.949
1998	629.19	0.87	1687	482.461	55.164	0.114	0.812	0.646	1.020
1999	592.48	0.84	1640	598.495	69.455	0.116	1.007	0.799	1.269
2000	505.02	0.83	1672	512.335	59.806	0.117	0.862	0.683	1.088
2001	452.56	0.83	1731	477.673	55.257	0.116	0.804	0.638	1.012
2002	575.04	0.83	1653	533.208	61.582	0.115	0.897	0.713	1.129
2003	631.22	0.83	1615	492.785	57.491	0.117	0.829	0.657	1.046
2004	608.16	0.81	1675	462.807	54.229	0.117	0.779	0.616	0.984
2005	579.70	0.84	1354	506.908	60.315	0.119	0.853	0.673	1.081
2006	559.28	0.85	1305	451.048	53.965	0.120	0.759	0.598	0.963
2007	546.00	0.85	1561	523.386	63.383	0.121	0.881	0.692	1.121
2008	513.23	0.88	1408	378.035	45.040	0.119	0.636	0.502	0.806
2009	572.66	0.89	1430	487.154	56.940	0.117	0.820	0.649	1.035
2010	541.52	0.89	1315	400.380	46.414	0.116	0.674	0.535	0.849
2011	572.52	0.91	1307	479.585	56.622	0.118	0.807	0.638	1.021



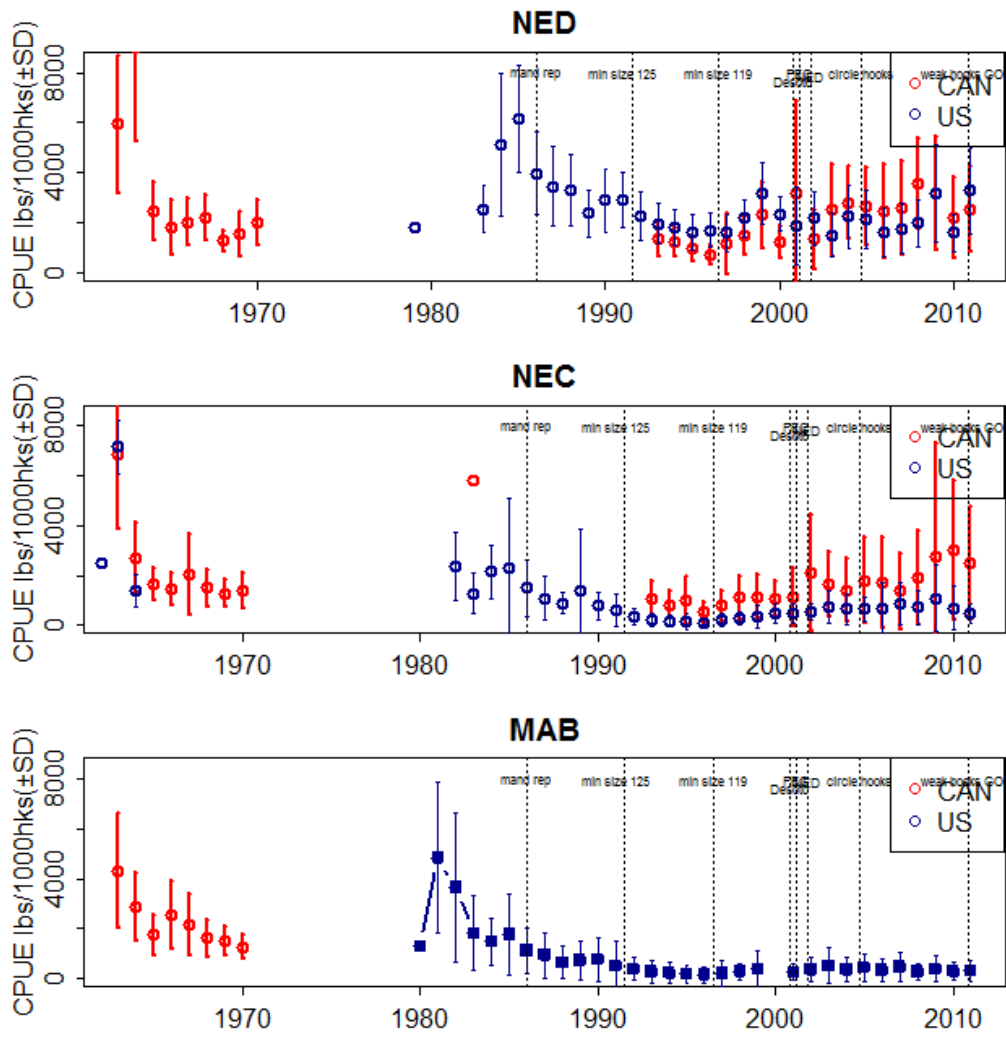
**Figure 1.** Geographic area classification for the U.S. Pelagic longline fishery: CAR Caribbean, GOM Gulf of Mexico, FEC Florida east coast, SAB south Atlantic bight, MAB mid Atlantic bight, NEC north east coastal, NED north east distant waters, SNA Sargasso area, and OFS offshore waters. Shaded areas represent the current time-area closures affecting the pelagic longline fisheries. Permanent closures: the DeSoto area in the Gulf of Mexico, and the Florida east coast area. Time-area closures: the Charleston Bump in the SAB area closed Feb-Apr, the Bluefin tuna protected area in the MAB and NEC areas closed Jun, and the Grand Banks in the NED area closed from October 10/00 to April 9/01.



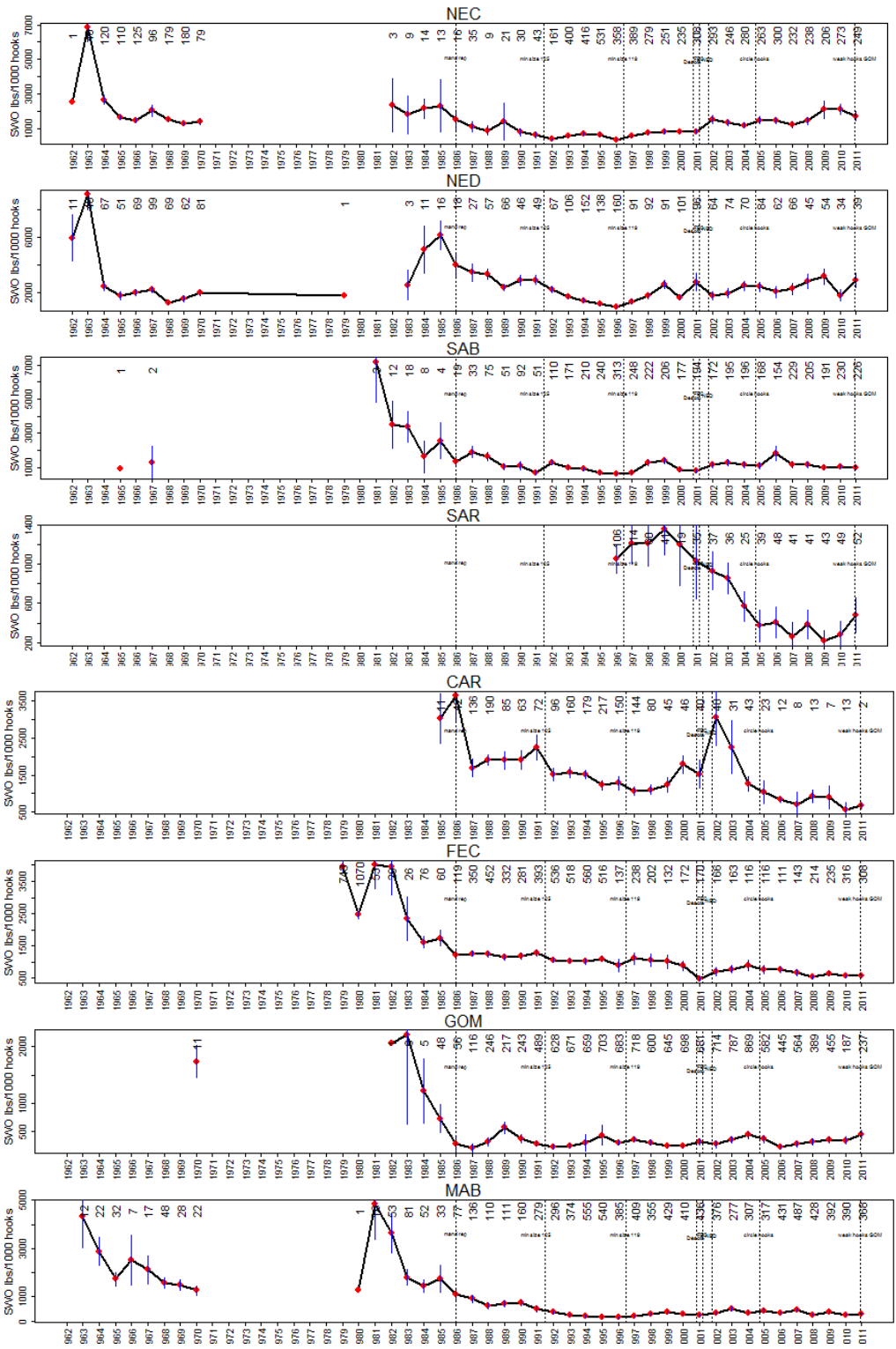
**Figure 2.** Canada and U.S. fleet overlap. All observations are averaged over a coarse grid. Any overlap into closed areas, land or territorial waters of other nations is caused averaging over the grid and any implied locations are only approximations. Density or size of character represent relative effort.



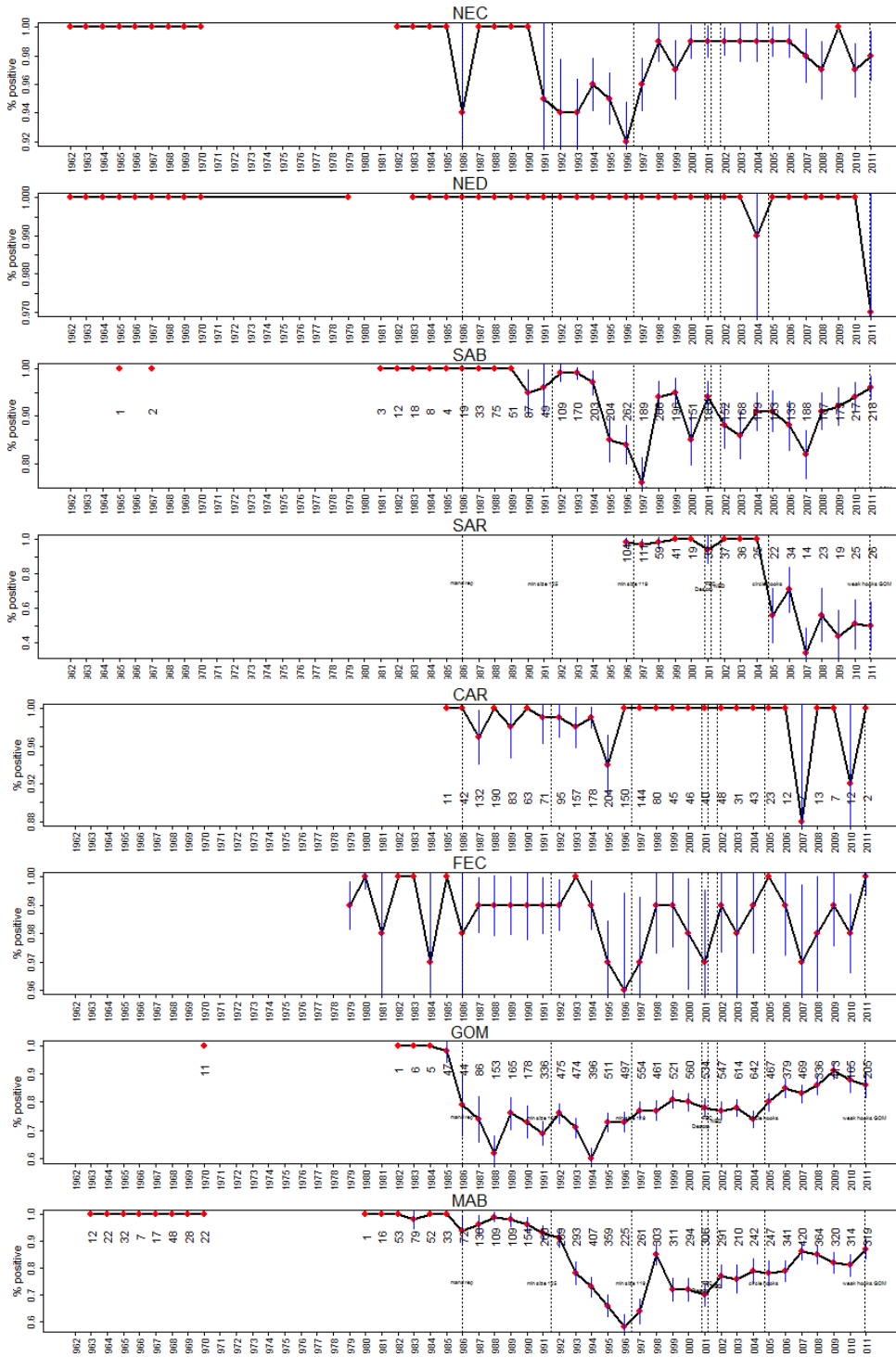
**Figure 3.** CPUE (swordfish lbs round wt /1000 hooks) for the combined CAN-US dataset.



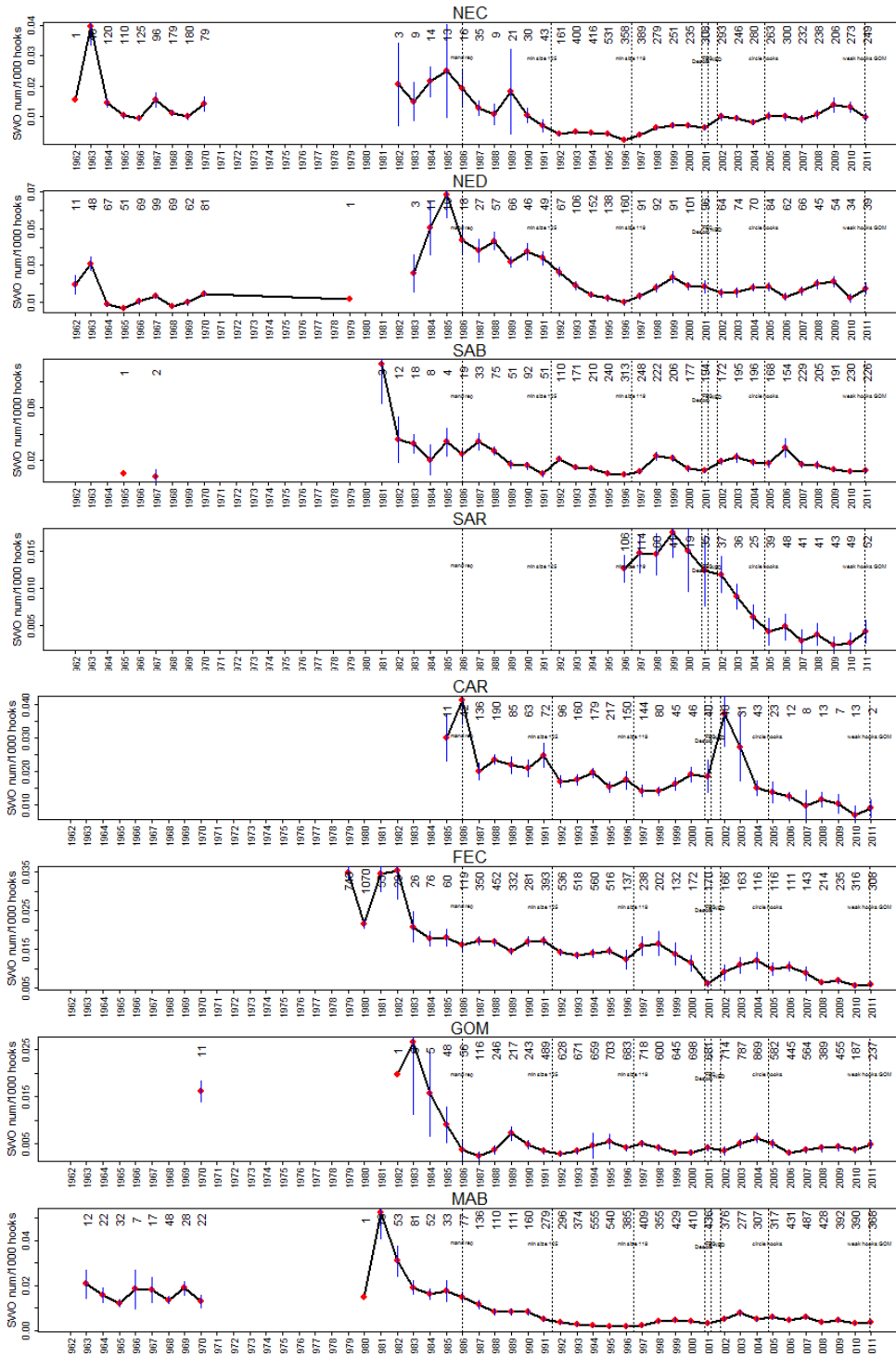
**Figure 4.** Nominal catch rates for U.S. and Canadian fleets in adjacent areas. Note that some observations for the US may come from experiment conducted onboard vessels.



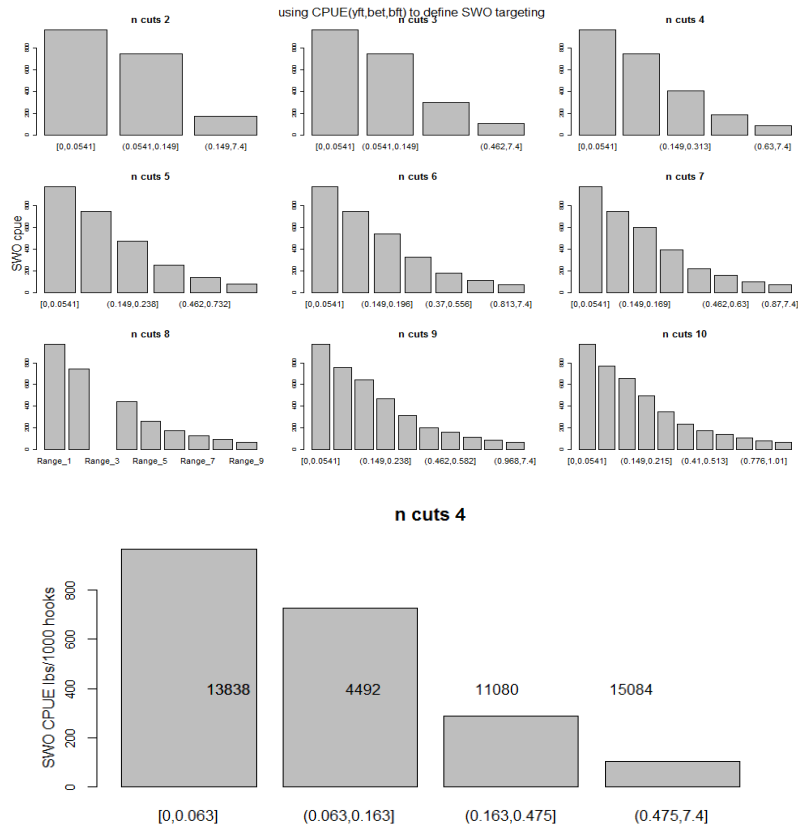
**Figure 5.** Plots of nominal large swordfish CPUE in weight by area and year with sample sizes (Trips) as text. Canada and US data combined with 95% confidence intervals.



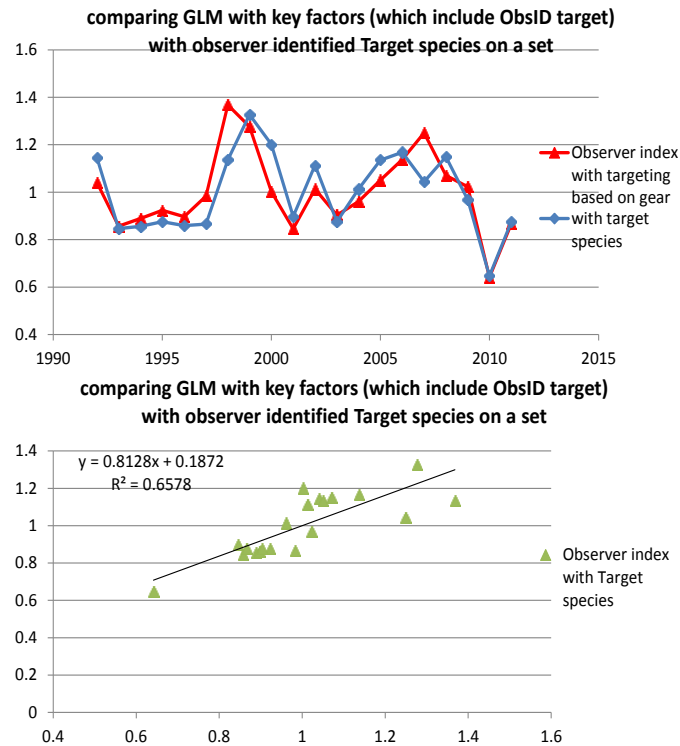
**Figure 6.** Plots of nominal % positive trips for large swordfish CPUE in number by area and year with sample sizes (Trips) as text. Canada and US data combined 95% confidence intervals.



**Figure 7.** Plots of nominal large swordfish CPUE in number by area and year with sample sizes (Trips) as text. Canada and US data combined 95% confidence intervals.



**Figure 8.** Partitions of the proposed targeting variable CPUE in weight (yellowfin, bigeye, bluefin) to use to define sword targeting trips. The y axis is the CPUE of swordfish and the x axis is different quantiles of the targeting factor. The concept is to look for clean breaks that define swordfish targeting.



**Figure 9.** Test of proposed targeting classification with observer dataset to determine whether it works well compared to using gear characteristics to identify targeting.

## AN UPDATED COMBINED BIOMASS INDEX OF ABUNDANCE FOR NORTH ATLANTIC SWORDFISH STOCK 1963-2012

Mauricio Ortiz<sup>1</sup>, Jaime Mejuto<sup>2</sup>, Irene Andrushchenko<sup>3</sup>,  
Kotaro Yokawa<sup>4</sup>, John Walter<sup>5</sup>, Miguel Neves Santos<sup>6</sup>, and Nouredine Abid<sup>7</sup>

### SUMMARY

*Surplus Production Models of North Atlantic swordfish have been used in addition to age structured virtual population analyses by ICCAT's SCRS to evaluate the status of the resource and to provide a basis for management advice. Production models require a standardized index of relative abundance in terms of biomass. The standardized biomass index of abundance developed for the 2006 and 2008 ICCAT-SCRS meetings for North Atlantic swordfish was revised and updated with data through 2012. Generalized Linear Modeling (GLM) procedures were used to standardize swordfish catch (biomass) and effort (number of hooks) data from the major longline fleets operating in the North Atlantic; United States, Spain, Canada, Japan, Morocco and Portugal. As in past analyses, main effects included: year, area, quarter, a nation-operation variable accounting for gear and operational differences thought to influence swordfish catchability, and a target variable to account for trips where fishing operations varied according to the main target species. Interactions among main factors were also evaluated.*

### RÉSUMÉ

*Le SCRS de l'ICCAT a utilisé des modèles de production excédentaire de l'espadon de l'Atlantique Nord en plus des analyses de population virtuelle structurée par âge afin d'évaluer l'état de la ressource et de fournir une base pour l'avis de gestion. Les modèles de production nécessitent un indice standardisé d'abondance relative en termes de biomasse. L'indice standardisé de l'abondance de la biomasse qui a été mis au point pour les réunions du SCRS de l'ICCAT de 2006 et 2008 pour l'espadon de l'Atlantique Nord a été révisé et actualisé avec des données allant jusqu'en 2012 compris. Des procédures du modèle linéaire généralisé (GLM) ont été utilisées afin de standardiser les données de capture (biomasse) et d'effort (nombre d'hameçons) de l'espadon provenant des principales flottilles palangrières opérant dans l'Atlantique Nord : Etats-Unis, Espagne, Canada, Japon, Maroc et Portugal. Comme lors des analyses antérieures, les principaux effets incluaient : année, zone, trimestre, une variable nation-opération tenant compte des différences d'engins et d'opérations censées influencer la capturabilité de l'espadon, une variable cible pour tenir compte des sorties où les opérations de pêche ont varié en fonction des principales espèces cibles. Les interactions entre les principaux facteurs ont également été évaluées.*

### RESUMEN

*El SCRS de ICCAT ha utilizado los modelos de producción excedente de pez espada en el Atlántico norte junto con los análisis de población virtual estructurados por edad para evaluar el estado del recurso y proporcionar una base para el asesoramiento en materia de ordenación. Los modelos de producción requieren un índice estandarizado de abundancia relativa en términos de biomasa. El índice de abundancia estandarizado en términos de biomasa desarrollado en las reuniones del SCRS de 2006 y 2008 para el pez espada del Atlántico norte fue revisado y actualizado con datos hasta 2012 inclusive. Se utilizaron los procedimientos de modelación lineal generalizados (GLM) para estandarizar los datos de captura (biomasa) y el esfuerzo (número de anzuelos) de pez espada de las principales flotas de palangre que operan en el Atlántico norte: Estados Unidos, España, Canadá, Japón, Marruecos y Portugal. Como*

<sup>1</sup> ICCAT Secretariat, Calle Corazón de Maria 8, 28002 Madrid Spain.

<sup>2</sup> Instituto Español de Oceanografía. P.O. Box 130, A Coruña, 15080 Spain.

<sup>3</sup> Dept. of Fisheries and Oceans Canada, Biological Station. 531 Brandy Cove Rd, St Andrews, N.B. E5B 2L9 Canada.

<sup>4</sup> National Research Institute of Far Seas Fisheries, Fisheries Research Agency, 5-7-1 Orido, Shimizu, Shizuoka, 424-8633 Japan.

<sup>5</sup> NOAA-Fisheries. NMFS SEFSC Miami Lab. 75 Virginia Beach Drive Miami, FL 33149 US.

<sup>6</sup> IPMA, Instituto Portuges do Mar e da Atmosfera, Avenida 5 de Outubro s/n, 8700-305 Olhão, Portugal.

<sup>7</sup> INRH Regional Center Tangier, Morocco



*en pasados análisis, los efectos principales incluían: año, área, trimestre, una variable nación-operación que refleja las diferencias de arte y operativas que se cree que influyen en la capturabilidad del pez espada y una variable objetivo para tener en cuenta las mareas en las que las operaciones pesqueras variaban en función de la especie objetivo principal. También se evaluaron las interacciones entre los principales factores*

#### KEYWORDS

*Swordfish, Catch/effort, Longline, GLM, Biomass index*

## 1. Introduction

The status of north Atlantic swordfish stock have been estimated using surplus production models in conjunction with age structured virtual population (VPA) models. These analyses provide a comprehensive picture of the status of the resource and provide a basis for management advice.

Prior to 1985, analyses examined standardized time series of swordfish abundance from the Japanese longline fishery (Kikawa and Honma 1981; Farber and Conser 1983). From 1985 to 1991 age structured virtual population analyses for North Atlantic swordfish (Conser *et al.* 1986, Anon 1988, 1989, 1992) provided the basis for management advice. However, suitable size frequency samples or age-length keys for estimating the catch at age has restricted these assessments to the time period from 1978 to the latest year available at the time of the analysis.

Interest in the use of stock-production models as a complimentary analysis reflected the availability of long time series of reported landings and Japanese CPUE data (Fonteneau 1991). Initial attempts to use non-equilibrium stock-production models for north Atlantic swordfish relied on data from 1974 through 1990 (Conser, *et al.* 1992; Anon. 1992, Praeger 1993) and provided estimates of maximum sustainable yield (MSY) ranging from 13,100 MT to 16,400 MT. These production models used a GLM standardized index based on combined U.S. and Spanish longline data (1974-1990).

Subsequent cooperative research among ICCAT scientists provided additional data for the standardized index of abundance from the Canadian and Japanese longline fisheries in the north Atlantic (Hoey *et al.* 1993), and more recently from the Portuguese and Moroccan longline fisheries. The Canadian data, in particular, allowed the time series to be extended into the 1960's, when longline gear was first introduced into temperate waters of the western north Atlantic. After the fishery expanded dramatically in the 1960's, western north Atlantic swordfish landings were significantly reduced in the early 1970's because of U.S. mercury restrictions. The revised database, included records since 1963, bracketing out the mercury closure period (1971-1978) (Hoey *et al.* 1995).

## 2. Materials and Methods

### 2.1 Fishery Data

Data were obtained from the Spanish, Canadian, Portuguese, Moroccan and United States directed longline fisheries for swordfish and the Japanese longline fishery for tuna. These six nations account for 91% or more of the reported north Atlantic swordfish catch in recent years. The biomass CPUE index is calculated in terms of kilograms live weight per 1,000 hooks. For the Canadian data trip records were revised and updated from 1963 through 2012. For the Spanish fishery there was an update of catch and effort from 2004 through 2011. For the Japanese fishery, data was revised and updated for the years 1975 to 1999 and 2004 to 2012 only, due to management regulations restrictions data from 2001 through 2003 were excluded. The US fishery data was reviewed and updated from 1979 through 2012, criteria for excluding/including data from areas where management measures have restricted the catch of swordfish (Walter *et al.* 2013) was revised. Portugal submitted swordfish catch and effort from their longline fishery from 1995 through 2012, and Morocco submitted swordfish catch data from 2005 through 2012.

## 2.2 Catch and Effort Characteristics

The characteristics of the landings and effort data used in developing the biomass index are provided in Hoey *et al.* (1993, 1995, 1997, 2000 and 2002) and are summarized as follows:

- a) Spanish, Canadian, United States and Portuguese data are based on individual vessel trips. Landed weight is measured at off-loading. Fishing area, fishing effort, and gear information is collected by logbooks or interviews.
- b) Japanese vessels report numbers caught by species, by month, by 5 degree squares of latitude and longitude, and by gear configuration (hooks per basket as described by Miyabe 1992). Size frequency samples are used to estimate weight. Records which accounted for fewer than 5,000 hooks within a month/five degree square were excluded.
- c) Spanish data reported trip catch and effort data as number of sets with average hooks per set, and style of longline gear.
- d) The variable of hooks per basket in the Japanese data distinguishes between deep and shallow rigged longline as described by Miyabe (1992). Sets with less than eleven (11) hooks per basket were classified as shallow gear-sets, while those with eleven or more hooks per basket were classified as deep gear-sets in the creation of nation-operation codes.
- e) Differences in gear construction (multi-filament nylon vs. mono-filament), gear dimensions, and operating practices (set time and haul time, area, season, target species) are described in Hoey *et al.* (1988). These characteristics are incorporated into a classification variable for national-operation style (Scott *et al.* 1992, Scott and Bertolino 1991). This variable differentiates between multi-filament and mono-filament gear and the number of hooks between floats. The switch to mono-filament was consistently associated with other gear changes, including spacing, gangion length, and dropper length.
- f) For the Morocco swordfish landings, fishing effort was estimated base in survey of the fleet as 10000 hooks per vessel-trip. The survey also indicated that this fleet operates mainly between 20° and 25° North and 17° and 18° West, using exclusively monofilament longline gear.
- g) Since gear and gear setting characteristics are often confounded within a nation fleet, the following nation-gear factor levels were defined:
  - 1) Japanese shallow rigged longline,
  - 2) Japanese deep rigged longline,
  - 3) Spanish multi-filament longline,
  - 4) Spanish mono-filament longline,
  - 5) Canadian traditional multi-filament longline,
  - 6) Canadian mono-filament longline,
  - 7) United States traditional multi-filament longline,
  - 8) United States mono-filament longline,
  - 9) Portuguese multi-filament longline,
  - 10) Portuguese mono-filament longline,
  - 11) Moroccan mono-filament longline.
- h) Differences in fishing strategy reflect the increased economic importance of tuna and mixed species (tuna/shark) trips among the fleets which previously targeted swordfish almost exclusively. Changes in target species were incorporated into the model by using a proxy based on the percentage of swordfish landings compare to the total landings by trip. This percent was categorized into four levels based on percentile catch of swordfish ( $0 \leq 0.25$ ,  $0.25 \leq 0.50$ ,  $0.50 \leq 0.75$ , and  $0.75 \leq 1.0$ ). This target definition was applied to the data from U.S., Canada and Japan. In the case of Spain, Morocco and Portugal the target proxy was based on the percentage of catch of swordfish and the combined swordfish and blue shark landings (Mejuto and De la Serna 2000).

Reported fishing areas were aggregated into fourteen larger zones (**Figure 1**).

1. South East Atlantic. - Between 5° N and 30° N and east of 30° W,
2. South. Central Atlantic. - Between 5° N and 30° N and between 30° W and 50° W,
3. South West Atlantic. (Caribbean) - Between 5° N and 20° N and west of 50° W,
4. Gulf of Mexico - Between 20° N and 30° N and west of 80° W,
5. Southeast U.S. - Between 20° N and 35° N and between 70° W and 80° W,
6. Central West Atlantic. - Between 20° N and 35° N and between 50° W and 70° W,
7. Northeast U.S. - Between 35° N and 50° N and west of 65° W,
8. Nova Scotia - Between 35° N and 50° N and between 55° W and 65° W,
9. Grand Banks - Between 40° N and 50° N and between 35° W and 55° W,
10. North Azores - Between 40° N and 50° N and between 20° W and 35° W,
11. Northwest Spain - Between 40° N and 50° N and east of 20° W,
12. South West Iberia - Between 30° N and 40° N and between 0° W and 20° W,
13. Azores - Between 30° N and 40° N and between 20° W and 40° W,
14. West Azores - Between 30° N and 40° N and between 40° W and 50° W and 5° degree square 35° N 50°W (lower right coordinate).

### 2.3 Model Development

In earlier analyses, the standardized combined biomass index was developed using linear models (GLM) with trips that reported positive catch of swordfish only (Hoey *et al.* 2003, 1993, 1995, 1997). Since 2006, the combined index has been estimated using generalized linear models (GLMs) with distributions that included observations with zero swordfish catch (Ortiz *et al.* 2007, 2010). The later standardization methods assumed a delta model with a binomial error distribution for modeling the proportion of positive sets, and a lognormal error distribution for modeling the mean catch rate of successful (positive swordfish catch) trips. Albeit, the proportion of zero observations is relatively low ( $\leq 30\%$ ) there has been changes in target strategies for some fisheries, mainly in response to market conditions particularly between swordfish and sharks. In addition, there are also fisheries, like the Japan longline fleet, for which swordfish is a non-targeted species and the proportions of zero catch are much higher. The probability of zero catch of swordfish is negligible or minor in most of the targeting fleets when trip data is considered.

For the present standardization analysis, the delta lognormal model with a binomial distribution for the proportion of positives was adopted; for the positive catch observations, a normal distribution for the log-transformed nominal CPUE (kg/1000 hooks) was assumed. The standardization model evaluated all available common factors among the different fleets including: year, calendar quarter, zone, a nation-operation (NATOP) factor, gear type, flag, and a target variable as main effects and all 1<sup>st</sup> level interaction terms. As NATOP and gear-flag are correlated factors, in a given model only NATOP or only gear and flag were evaluated. In the case of the proportion of positives sub model, the NATOP and target factors were not included because of the unbalance distribution of observations, as in some instances for a given NATOP all observations have positive catch. Once a set of factors was identified as main explanatory variables, all significant interactions were evaluated and considered as random effects in the final model to allow generation of annual estimates (Maunder and Punt 2004). Deviance explained, statistical significance and Akaike information criteria types were used as reference to define the factors and interactions for the final model selection.

In response to management regulations, some fisheries have experience different types of restrictions that may potentially affect catch rates of swordfish (Andrushchenko *et al.* 2013, Walter *et al.* 2013). The recommendations and data restriction from these studies have been also applied to the data input for the present standardization. For example, approaches to address the implementation of ICCAT minimum size regulations in the US longline fleet were applied to the input data, based on these, the current model uses only the U.S. time series of swordfish catch greater than the minimum size/weight equivalent of 33 lbs dressed weight.

The use of a proxy for target in the model, a ratio of the swordfish catch to total or other target species catch (bluesharks), has been revised and commented previously (Ref). In general it is recommended to have direct observations for identifying targeting in fisheries operations, based for example in gear configurations or direct indication by the fisher. However, in case when this information is lacking, expert reviewers concluded that “*Of the different proxy methods simulated by the Working Group the use of catch ratios was found to perform best, on average, and remained the preferred proxy, although this method may not necessarily provide the best performance in all cases*” (Anon, 2001).

As recommended in past analyses, sensitivity runs were also performed to evaluate the influence of assumptions in the modeling exercise. The cases considered as sensitivity runs included: a) using the annual longline catch by nation (Task I LL north Atlantic swordfish) as weighting factor. At the time of the analysis, task I data was available only up to 2011 calendar year, for 2012 it was used the same catch as 2011 for each flag. b) Replacing the NATOP factor by the flag and gear type factors. And, c) a sensitivity run including the Flag\*Year as fixed factor to estimate indices trends for each country.

### 3. Results and Discussion

The available input data included over 84,000 records. The numbers of observations by nation were as follows: United States 28,950 trips; Spain 11,849 trips; Canada 7,126 trips; Portugal 1406 trips; Morocco 827 observations, and Japan 34,082 observations. The number of records used in the standardization of CPUE was 72,534. Records without gear, month, area, or effort information from each flag fishery were excluded. Nominal annual trends of catch rates by fleet are shown in **Figure 2**, scaled to the average of the 1995-2011 period of each series. **Figure 3**, shows the annual trends of catch and effort represented in the input data by fleet. A scatter plot (**Figure 3** right plot) shows the expected correlated linear trends of catch and effort by fleet. **Figure 4** shows the distribution of observations per year and flag-gear combination in a mosaic plot. Noticeably few observations are available prior to 1985 and after 1992, and about half of the annual observations are from the US fleet using monofilament gear type. **Table 1** summarizes the number of observations, nominal CPUE, swordfish catch (t) included in the standardization, and fishing effort for the final input file, and the corresponding Task I longline annual catch used in the weighted standardization analyses. Analyses of deviance results (**Table 2**) indicate that the model for the positive observations was significant and accounted for over 75% of the overall variability. The deviance explained by the binomial model on the proportion of positive trips was much lower (about 25%). The relative annual index of abundance was estimated as the product of the year factor least square means (LSMeans) from the binomial and the lognormal components. LSMeans estimates were weighted proportional to observed margins in the input positive data, and for the lognormal estimates, a log-back transformed bias correction was applied (Lo *et al.* 1992).

The deviance table indicated that for the positive observation sub model, the NATOP factor was by far the most important in explaining the observed variability in the data, followed by the geographical area (zone) and target factors (**Table 2**). The interactions year\*zone, year\*NATOP, zone\*target, NATOP\*target, and year\*target were also statistically significant (**Table 3**). The base model, for the positive observations sub model included the factors year area target quarter NATOP and the interactions year\*area year\*NATOP and area\*target as random effects. For the proportion of positives, the base model included year, quarter, area and year\*area interaction as random component. As in 2009, the base model included the catch and effort data from Canada, Japan, Spain, Portugal and US fisheries.

**Table 4** presents the standardized index, standard errors, and upper and lower 95% confidence intervals (**Figure 5**). Annual abundance estimates are characterized by larger standard errors prior to 1985 and more constant thereafter, in part due to the low number of observations prior to 1985. Diagnostic plots from the lognormal positive observations and proportion of positives of the delta-lognormal CPUE standardization model are shown in **Figure 6**. These plots show a tail of low CPUE observations with high variance compared to the rest of the data for the positive observations. For the proportion of positives sub model, a high variance is observed for low nominal catch rates, likely associated with the non-target versus target operations. **Figure 7** shows the predicted mean catch rate for each factor and level from the positive sub-model in logarithm scale units. As expected, higher catch rates were predicted for the target swordfish fleets and monofilament gear type, while lower catch rates were predicted for the non-target and multifilament gear type (**Figure 7** plot NATOP). Predicted catch rates also vary by area (Zone) or quarter, albeit much less than the effects associated with gear or target effects. Model results coincided with the expected trends of the explanatory factors. For example, for the fleet-gear factor (NATOP) the model indicated a higher catch rates for all fleets operating with monofilament gear compared to the multifilament gear (**Figure 7**). And highest catch rates were predicted for fleets targeting swordfish (Canada, Spain, US and Portugal) while lower catch rates for non-targeting fleets (Japan).

The standard relative index show a rapid decline of catch rates from the 1963 highest point to average values in the 1960's. After the mercury period, 1971-1974, catch rates increased until 1979 followed by a slow decrease afterwards. By the mid 1990's the catch rates reached low values (1996), followed by a slight recover until 2000, throughout the 2000s catch rates remained at low levels until 2006 when a recovery period started. Nominal catch rates for several fleets including US, Spain and Portugal have shown an increase trend in the last 3 years (**Figure 2**); only the Canadian nominal CPUE shows a declining trend since 2010.

The standardized relative biomass index was consistent with the one calculated in 2006 and 2009, showing similar trends up to 1999 (**Figure 8**). After 1999 the trends of the standardized indices varied; in 2006/09 indices show an increase in 2000's compared to 1994-98 years, instead in the current index, the period of 2000 to 2005 shows low population trends, while the recovery started only after 2005/06 forwards (**Figure 8** right plot).

In general, the results from the sensitivity runs indicated similar trends of the index when using the total annual longline catch as weighting factor, or when the NATOP factor was replaced by the flag gear type factors in the model (**Figure 9**). In the latest case, more different trends are observed since 2000 forwards. However, the estimated confidence intervals do substantially overlapped in this period (**Figure 9**). **Figure 10** shows the estimated standardized CPUEs by flag. In this scenario, the model was modified to introduce the year\*flag as fixed factor and the estimated CPUEs are the LSMeans of this interaction. In this case, the estimated trends follow more closely the nominal observations, it is important to note that the year component in the model would reflect the trend of the overall population, and that the interaction year\*flag likely reflect the combination of the population trend and trends or effect particular to each flag fishery(ies), like changes in targeting or selectivity, that would need to be account for in the overall assessment evaluation.

## References

- Andrushchenko, I., A. Hanke, Whelan, Neilson and Atkinson. 2013. A description of the Canadian swordfish fisheries from 1988 to 2012, and candidate abundance indices for use in the 2013 stock assessment. SCRS/2013/059.
- Anon. 1988. Report of the ICCAT Swordfish Workshop - Madrid, Spain - October 6-13, 1987 ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 27: 1-126.
- Anon. 1989. Second ICCAT Swordfish Workshop. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 29:71-83.
- Anon. 1992. Reference Paper on 1991 Swordfish Stock Assessments. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 39(2):397-476.
- Anon. 2000. Detailed report on Swordfish: report of the ICCAT Swordfish Stock Assessment Session, Madrid, Spain, Sept. 27 - Oct. 4, 1999. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 51: 1001-1209.
- Anon. 2001. Executive Summary - Atlantic swordfish. Report for the biennial period, 2000-01. Part 1 (2000) - Vol. 2: 85-94.
- Anon, 2001. Report of the ICCAT working group on stock assessment methods (Madrid, Spain - May 8 to 11, 2000). ICCAT Col. Vol. Sci. Pap. 52(5): 1569-1662.
- Conser, R.J., Phares, P, Hoey, J.J. and Farber, M. 1986. An assessment of the status of stocks of swordfish in the northwest Atlantic Ocean. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 25:218-245.
- Conser, R.J., Porter, and Hoey. 1992. Casting the Shepherd stock-production model in a statistical framework suitable for swordfish stock assessment and management advice. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 39(2):593-599.
- Farber, M.I. and R. Conser. 1983. Swordfish indices of abundance from the Japanese longline fishery data for various areas of the Atlantic Ocean. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol.18:629-644.
- Fontaneau, A. 1991. Open letter to the SCRS Chairman. Appendix 7 of the SCRS report. In. Report of the Biennial Period, 1990-1991. Part I (1990). ICCAT. Madrid, Spain.
- Hoey, J.J., Mejuto, Porter, Paul, and Yokawa. 2003. An update biomass index of abundance for North Atlantic swordfish, 1963-1001. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 55(4):1562-1575.
- Hoey, J.J. and Bertolino. 1988. Review of the U.S. fishery for swordfish, 1978 to 1986. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 27:256-266.

- Hoey, J.J., Mejuto, Porter, and Uozumi. 1993. A Standardized Biomass Index of Abundance for North Atlantic Swordfish. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 40(1):344-352.
- Hoey EY, J.J., Mejuto, Porter, and Uozumi. 1995. An Updated Biomass Index of Abundance for North Atlantic Swordfish, 1963-1993. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 44(2): 187-196.
- Hoey, J.J., Mejuto, Porter, and Uozumi. 1997. An Updated Biomass Index of Abundance for North Atlantic Swordfish, 1963-1995. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 46(3): 354-361.
- Lo, N.C., Jacobson, and Squire. 1992. Indices of relative abundance from fish spotter data based on delta-lognormal models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 49: 2515-2526.
- Kikawa, S. and Honma. 1981. Overall fishing effort and catch with comment on the status of stocks for the swordfish in the Atlantic Ocean. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 15:381-386.
- Maunder, M.N. and Punt. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. Fish. Res. 70:141-159.
- Mejuto, J., Garcia, and de la Serna. 2002. Preliminary Standardized Catch rates for the North Atlantic Swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish Longline Fleet for the Period 1983-2000. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol 54 (5): 1550-1554.
- Miyabe, N. 1992. Trend in CPUE for swordfish caught by the Japanese longline fishery in the Atlantic Ocean. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 39(2):484-496.
- Ortiz, M. 2010. An updated biomass index of abundance for north Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) for the period 1963-2008. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 65(1):171-184.
- Ortiz, M. 2007. Update of standardized catch rates by sex and age for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet 1981-2005. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 60(6):2048-2058.
- Praeger, M.H. 1993. A Nonequilibrium Production Model of Swordfish: Data Reanalysis and Possible Further Directions. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 40(1):433-437.
- Scott, G.P. and Bertolino. 1991. Standardized catch rates for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet through 1989. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 35 (2):397-404.
- Scott, G.P., Restrepo, and Bertolino. 1992. Standardized catch rates for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet through 1990. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. Vol. 39(2):554-571.

**Table 1.** North Atlantic swordfish biomass index catch and effort input for standardization process. Nominal catch rates (kg/1000 hooks) by flag, catch of swordfish (t) and total fishing effort (million hooks) by flag.

YEAR	Effort Hooks					Catch Kg					Nominal CPUE Swo Kg/ thousand hooks						
	N Obs	CAN	JPN	POR	SPA	USA	CAN	JPN	POR	SPA	USA	CAN	JPN	POR	SPA	USA	
1963	95	459,720					1,573,678					3,534.43					
1964	247	1,839,857					2,161,598					1,210.24					
1965	192	2,236,398					1,689,306					764.27					
1966	197	2,101,837					1,639,656					752.70					
1967	208	2,443,308					2,327,054					966.62					
1968	286	3,606,096					2,342,563					664.62					
1969	263	3,441,914					2,167,989					616.86					
1970	182	2,618,026					1,992,236					738.66					
1975	510		33,500,635					1,801,597					46.86				
1976	424		24,910,710					1,060,339					35.93				
1977	282		15,789,510					683,956					40.07				
1978	321		15,236,787					824,481					63.56				
1979	489	351,548	19,984,389			32,888	399,215	497,280			92,744	1,257.42	31.39			3,038.08	
1980	730	692,769	27,150,422			98,182	805,537	1,112,852			96,178	1,125.17	45.05			1,514.97	
1981	765	374,077	39,601,476				374,554	1,213,273				905.11	31.39				
1982	845	314,974	31,051,135			291,400	5,330	255,360	1,447,049		114,388	10,177	798.95	47.43		958.33	1,898.03
1983	559	361,755	17,127,298			2,988,982	21,823	218,209	441,604		889,663	22,644	726.08	29.23		330.05	1,021.67
1984	725	377,435	20,986,548			3,992,692	144,321	165,083	596,674		1,280,628	245,763	443.62	29.73		318.76	1,410.54
1985	976	324,970	24,946,443			4,814,070	148,013	203,657	804,215		1,510,951	252,507	621.95	33.74		332.38	1,449.13
1986	1122	244,295	22,691,040			14,542,950	330,585	204,649	720,170		4,800,038	401,932	1,082.19	31.52		324.98	1,127.28
1987	1108	320,895	18,860,890			10,027,330	767,753	162,967	484,387		3,261,733	791,333	563.90	28.73		332.86	1,028.14
1988	1238	317,600	23,894,453			9,884,850	1,146,364	182,977	745,581		2,508,351	1,303,427	531.79	35.25		268.37	1,019.78
1989	1642	392,699	35,017,486			12,037,600	1,014,445	223,938	1,316,760		3,034,266	975,414	567.76	38.33		254.49	892.06
1990	1638	351,739	30,921,568			16,438,900	1,287,469	347,582	912,407		3,931,811	1,158,551	914.00	33.77		253.42	789.80
1991	1954	1,030,663	32,215,636			15,564,796	2,087,568	588,296	1,009,382		3,600,261	1,447,746	638.05	43.00		240.54	631.96
1992	2248	940,592	27,730,082			16,268,780	3,452,358	594,576	780,194		3,586,826	1,750,734	625.66	34.12		233.58	489.10
1993	2564	1,963,449	26,564,918			15,779,456	4,584,007	994,531	910,817		3,229,217	1,991,332	498.99	36.21		212.88	423.71
1994	3318	3,725,432	25,893,801			20,124,074	5,393,684	1,583,528	809,336		3,820,106	1,939,568	408.46	33.52		194.09	408.66
1995	3672	3,112,938	29,733,299	75,200		25,879,110	5,617,685	1,320,044	964,092	35,703	4,862,051	1,679,423	443.11	32.06	380.53	196.58	381.82
1996	3458	2,449,862	45,654,721	83,200		25,017,900	5,395,621	628,835	1,432,427	26,262	4,431,869	1,655,472	259.59	32.01	350.49	183.64	319.16
1997	3458	2,411,971	42,349,272	367,500		23,734,819	6,003,357	947,155	1,127,698	74,438	3,639,232	1,761,472	377.65	30.34	201.00	155.55	340.54
1998	3137	1,622,980	44,514,947	494,400		15,864,264	5,327,704	821,404	1,265,186	127,990	2,508,226	1,923,652	542.28	28.21	261.36	156.09	401.53
1999	2700	1,638,427	35,391,407	918,800		12,007,791	4,844,333	1,156,215	979,410	254,296	2,214,089	1,669,341	676.93	28.78	270.34	186.45	381.78
2000	3011	1,971,466	36,326,454	1,418,610		6,520,150	5,597,602	850,552		529,677	2,259,025	2,039,361	501.16		385.47	389.32	332.42
2001	3105	1,673,520	34,891,756	1,034,908		7,328,904	6,121,761	969,008		375,272	3,464,268	1,799,412	767.91		372.10	461.84	295.15
2002	2636	1,400,920	24,381,036	783,850		5,676,009	6,136,926	912,162		202,040	2,636,089	2,171,997	900.66		264.02	439.51	370.61
2003	2579	1,387,441	24,212,869	851,102		6,159,929	6,475,262	1,046,408		286,995	2,902,621	2,288,372	811.03		339.77	439.07	398.92
2004	2971	1,487,115	38,643,216	876,482		5,244,098	6,724,382	1,047,546	485,133	426,450	2,022,305	2,150,399	717.66	12.75	508.92	386.97	380.04
2005	2775	1,446,302	42,013,783	1,048,178		5,026,558	5,438,940	1,271,210	593,704	380,703	2,200,711	1,878,726	888.27	15.45	350.19	407.40	388.34
2006	2294	1,422,070	32,546,676	522,917		5,930,672	5,144,825	1,168,237	578,984	202,049	2,114,287	1,633,834	820.37	16.23	377.50	332.29	402.18
2007	2127	1,193,994	22,242,067	566,740		4,851,280	5,376,289	966,899	708,411	247,156	2,243,589	1,886,245	725.90	35.56	430.73	420.11	397.91
2008	2013	982,993	25,236,852	602,012		4,126,095	5,605,052	988,350	775,191	259,486	2,040,663	1,846,051	973.78	29.85	412.31	461.32	364.71
2009	2011	849,052	27,127,973	650,286		4,059,653	5,936,109	924,163	760,359	328,101	1,917,058	2,222,475	1,282.68	30.24	529.96	479.30	398.69
2010	2007	825,930	29,150,312	791,564		4,601,757	5,014,785	1,036,924	1,047,968	349,553	1,355,041	1,668,972	1,370.02	31.83	480.91	297.36	363.44
2011	1689	1,060,993	18,832,831	475,009		4,118,231	4,677,020	1,203,464	519,098	218,442	1,703,746	1,807,291	1,234.87	27.79	475.06	410.57	385.50
2012	1602	1,135,810	16,431,233	712,567		5,826,126	1,277,788	525,827	420,762		2,320,079	1,062.12	28.88	623.19		447.23	

**Table 2.** Deviance analysis table of explanatory variables in the delta lognormal model for swordfish biomass catch rates North Atlantic fisheries. Percent of total deviance refers to the deviance explained by the full model; *p* values refer to the Chi-square probability between consecutive models.

**Swordfish biomass CPUE Index 1962-2012**

Model factors positive catch rates values	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	<i>p</i>
1	1	638092.1			
Year	45	596694.8	41397.3	6.9%	< 0.001
Year Zone	13	428311.6	168383.2	28.0%	< 0.001
Year Zone Qtr	3	427506.3	805.4	0.1%	< 0.001
Year Zone Qtr NATOP	9	59903.2	367603.0	61.1%	< 0.001
Year Zone Qtr NATOP Target	3	40290.6	19612.6	3.3%	< 0.001
Year Zone Qtr NATOP Target Qtr*Natop	25	40182.7	107.9	0.0%	< 0.001
Year Zone Qtr NATOP Target Zone*Qtr	39	39877.8	412.8	0.1%	< 0.001
Year Zone Qtr NATOP Target Year*Qtr	127	39554.0	736.7	0.1%	< 0.001
Year Zone Qtr NATOP Target Zone*Natop	58	39439.7	851.0	0.1%	< 0.001
Year Zone Qtr NATOP Target Year*Target	111	39398.1	892.5	0.1%	< 0.001
Year Zone Qtr NATOP Target Natop*Target	24	38621.4	1669.2	0.3%	< 0.001
Year Zone Qtr NATOP Target Zone*Target	39	38520.9	1769.7	0.3%	< 0.001
Year Zone Qtr NATOP Target Year*Natop	151	37938.7	2351.9	0.4%	< 0.001
Year Zone Qtr NATOP Target Year*Zone	469	36798.1	3492.5	0.6%	< 0.001

Model factors proportion positives	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	<i>p</i>
1		59366.3			
Year	45	53620.1	5746.1	37.9%	< 0.001
Year Qtr	3	53467.4	152.7	1.0%	< 0.001
Year Qtr Zone	13	50892.9	2574.5	17.0%	< 0.001
Year Qtr Zone Year*Qtr	127	50147.6	745.2	4.9%	< 0.001
Year Qtr Zone Qtr*Zone	39	48970.6	1922.2	12.7%	< 0.001
Year Qtr Zone Year*Zone	476	44210.6	6682.3	44.1%	< 0.001

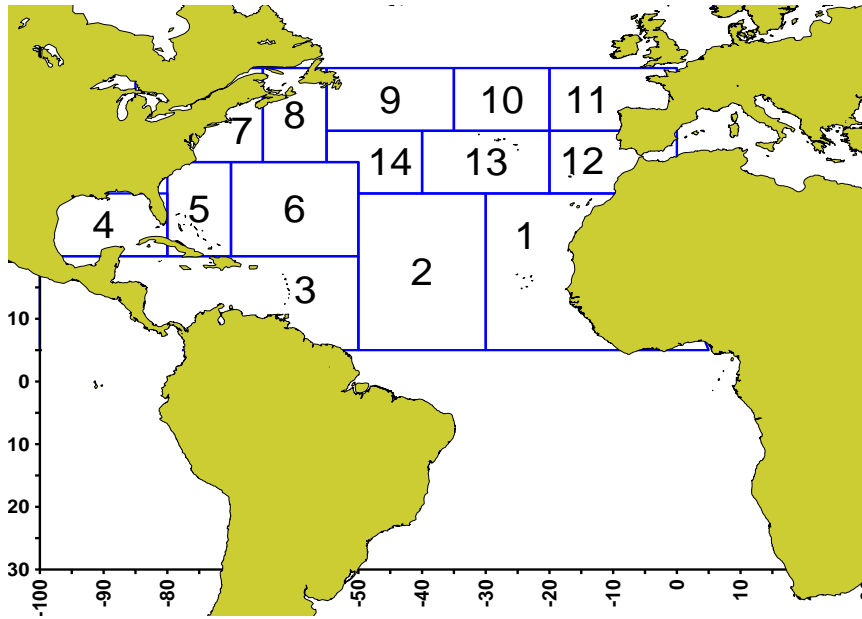
**Table 3.** Evaluation of the 1<sup>st</sup> level interactions as random effect in the delta lognormal model for swordfish biomass catch rates North Atlantic fisheries. The random effects were evaluated using the AIC, Bayesian IC and the likelihood ratio test. \* indicates the final model factors and interactions in each of the sub models component.

Swordfish GLMixed Model	-2 REM Log likelihood	Akaike's Information Criterion	Bayesian Information Criterion	Likelihood Ratio Test
<b>Proportion Positives</b>				
Year Qtr Area	35968.6	35970.6	35977.4	
* Year Qtr Area Year*Area	35258.5	35262.5	35271.1	710.1 0.0000
Year Qtr Area Year*Area Qtr*Area	36390	36396	36408.8	-1131.5 N/A
<b>Positives catch rates</b>				
Year Area Target Qtr NATOP	149697.7	149699.7	149708.8	
Year Area Target Qtr NATOP Year*Area	145600.7	145604.7	145613.2	4097 0.0000
Year Area Target Qtr NATOP Year*Area Year*NATOP	144477.2	144483.2	144496.1	1123.5 0.0000
* Year Area Target Qtr NATOP Year*Area Year*NATOP Area*Target	142031.2	142040.2	142057.3	2446 0.0000

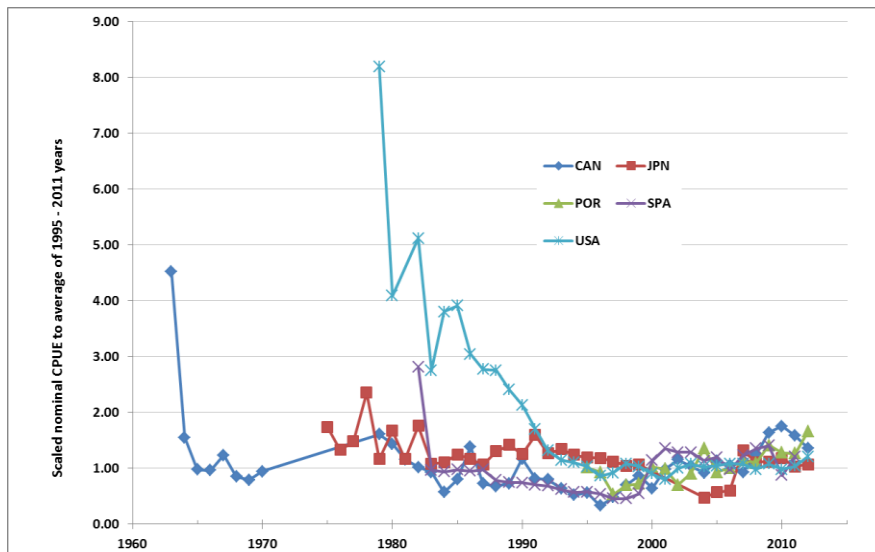


**Table 4.** Nominal and standard swordfish biomass CPUE index from combined logline fisheries in the North Atlantic 1963-2012.

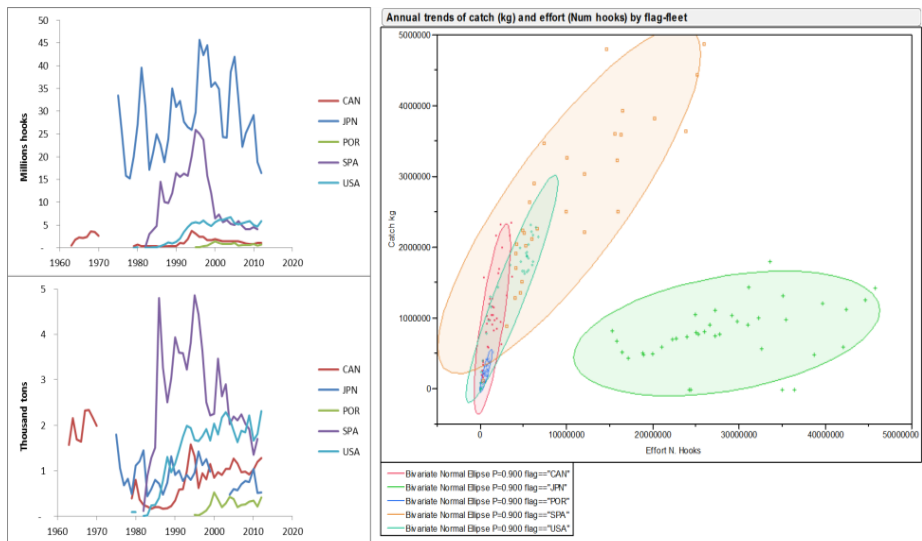
Year	N Obs	Nominal CPUE	Standard Low	Upp	coeff var	std error	
1963	95	3534.4	3054.3	1686.7	5530.7	30.4%	927.1
1964	247	1210.2	1083.3	604.1	1942.7	29.8%	323.2
1965	192	764.3	663.7	370.7	1188.5	29.8%	197.5
1966	197	752.7	677.3	378.9	1210.7	29.7%	200.9
1967	208	966.6	798.5	447.2	1425.8	29.6%	236.4
1968	286	664.6	625.1	346.9	1126.7	30.1%	188.2
1969	263	616.9	579.8	324.5	1035.8	29.6%	171.8
1970	182	738.7	659.9	369.1	1180.1	29.7%	195.9
1971							
1972							
1973							
1974							
1975	510	46.9	1156.2	686.8	1946.7	26.5%	306.4
1976	424	35.9	931.9	552.2	1572.6	26.6%	248.1
1977	282	40.1	1080.1	639.0	1825.8	26.7%	288.4
1978	321	63.6	1212.3	736.8	1994.5	25.3%	306.5
1979	489	928.5	945.1	665.1	1342.9	17.7%	167.3
1980	730	419.8	925.2	649.2	1318.3	17.8%	165.1
1981	765	72.5	641.9	437.9	941.1	19.3%	123.9
1982	845	26180.7	803.4	577.1	1118.5	16.7%	133.8
1983	559	86874.5	668.5	488.2	915.4	15.8%	105.7
1984	725	77135.0	619.1	460.7	831.9	14.9%	92.0
1985	976	74073.8	717.8	537.2	959.1	14.6%	104.6
1986	1122	150513.2	685.5	513.4	915.3	14.5%	99.6
1987	1108	99782.5	591.5	442.3	791.1	14.6%	86.5
1988	1238	68688.4	567.7	426.9	755.0	14.3%	81.3
1989	1642	61296.5	524.8	398.5	691.1	13.8%	72.6
1990	1638	75446.8	596.8	454.2	784.3	13.7%	81.9
1991	1954	58276.7	601.1	459.0	787.3	13.6%	81.5
1992	2248	47662.5	489.1	372.0	642.9	13.7%	67.2
1993	2564	35556.6	480.2	366.2	629.7	13.6%	65.4
1994	3318	32246.1	410.1	309.5	543.4	14.1%	58.0
1995	3672	36577.5	442.2	335.4	583.0	13.9%	61.4
1996	3458	33925.3	326.7	246.6	432.9	14.1%	46.2
1997	3458	27260.3	374.0	285.7	489.6	13.5%	50.6
1998	3137	21058.1	425.9	325.9	556.7	13.4%	57.3
1999	2700	23787.1	463.8	355.7	604.7	13.3%	61.8
2000	3011	43250.3	303.3	214.5	428.9	17.4%	52.9
2001	3105	71151.5	330.5	233.1	468.7	17.6%	58.2
2002	2636	53125.6	333.1	235.8	470.6	17.4%	58.0
2003	2579	43530.4	290.6	203.2	415.5	18.0%	52.4
2004	2971	32701.6	392.0	298.6	514.8	13.7%	53.6
2005	2775	34170.4	361.2	275.1	474.3	13.7%	49.4
2006	2294	32304.7	372.4	283.1	490.0	13.8%	51.3
2007	2127	35277.6	494.8	377.5	648.6	13.6%	67.3
2008	2013	36052.4	531.2	406.0	695.2	13.5%	71.8
2009	2011	31569.7	577.5	440.4	757.4	13.6%	78.6
2010	2007	29813.8	599.6	457.5	785.8	13.6%	81.5
2011	1689	41921.2	578.6	439.9	761.1	13.8%	79.7
2012	1602	448.0	599.5	447.4	803.1	14.7%	88.1



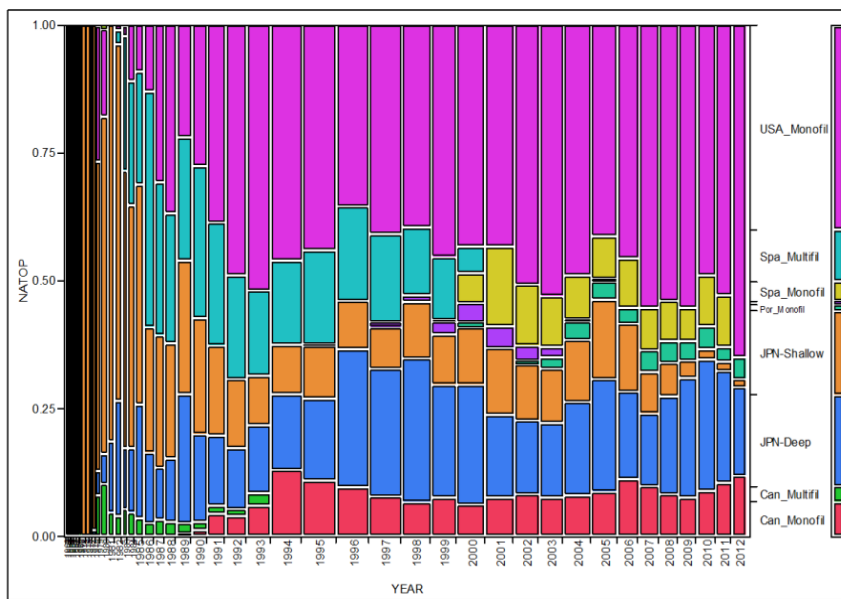
**Figure 1.** Geographical zones used for standardizing swordfish catch and effort data from major longline fisheries in the North Atlantic [Canada, Japan, Spain, Portugal and US fisheries].



**Figure 2.** Annual trends of nominal CPUE north Atlantic swordfish by fleet. The series are scaled to the mean CPUE for the 1995 -2011 period for comparison purposes.

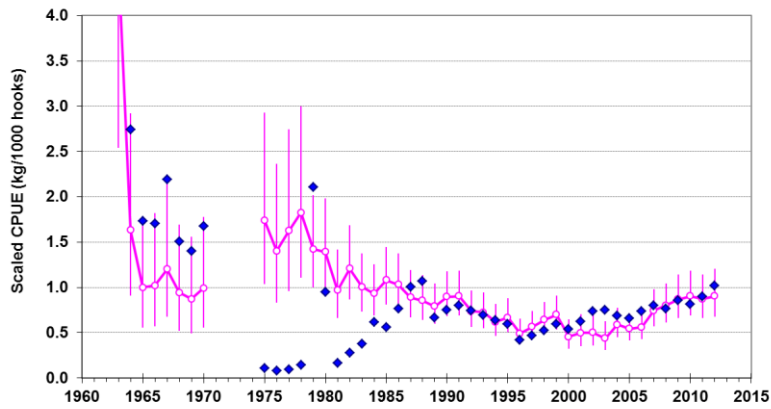


**Figure 3.** Annual trends of effort (number of hooks) and catch (tons) by main flag (left column) and bivariate normal ellipse ( $p=0.90$ ) for the catch against effort linear relationships by flag.

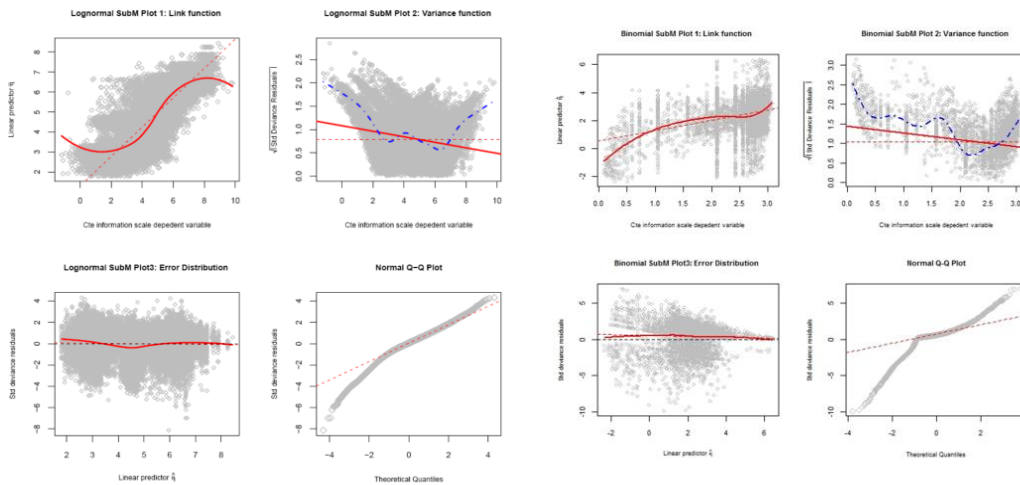


**Figure 4.** Mosaic plot of the biomass catch rate of north Atlantic swordfish by year and fleet-gear (NATOP) base model input data. The wide and high are proportional to the number of observations in each cell.

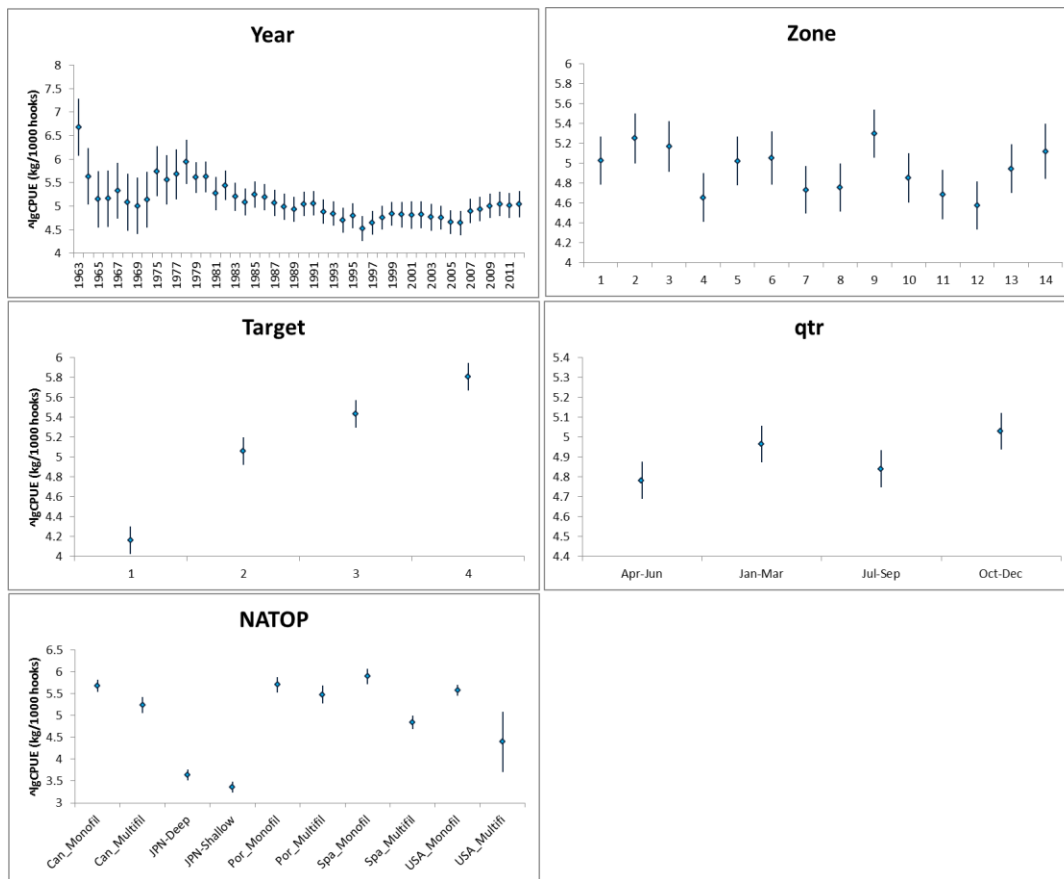
**Swordfish Standardized biomass CPUE Combined [CAN JAP SPA USA POR]**



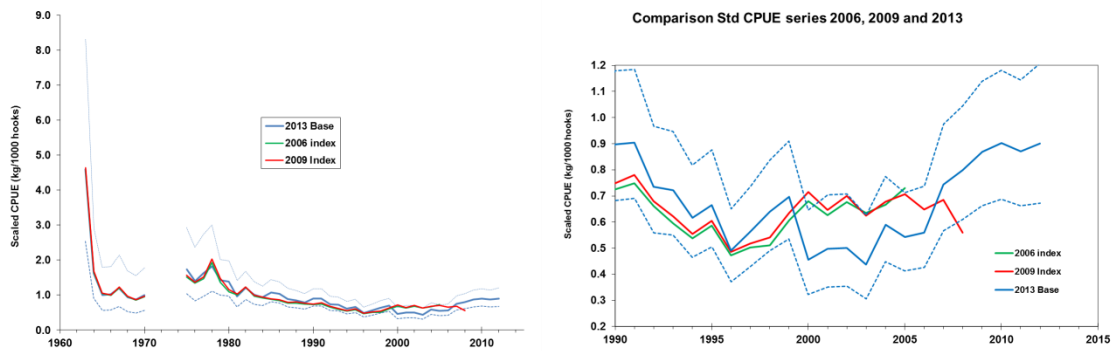
**Figure 5.** Nominal (diamond mark) and standard biomass catches rates (open circle) for North Atlantic swordfish from the main fisheries Canada, Japan, Spain and US combined. Bars represent upper and lower 95% estimated confidence intervals.



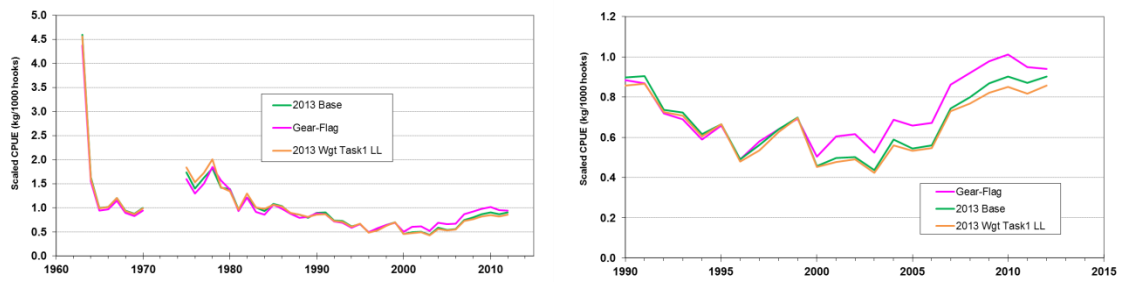
**Figure 6.** Diagnostic plots from the lognormal positive observations (2 left columns) and proportion of positives (2 right columns) of the delta-lognormal CPUE standardization model.



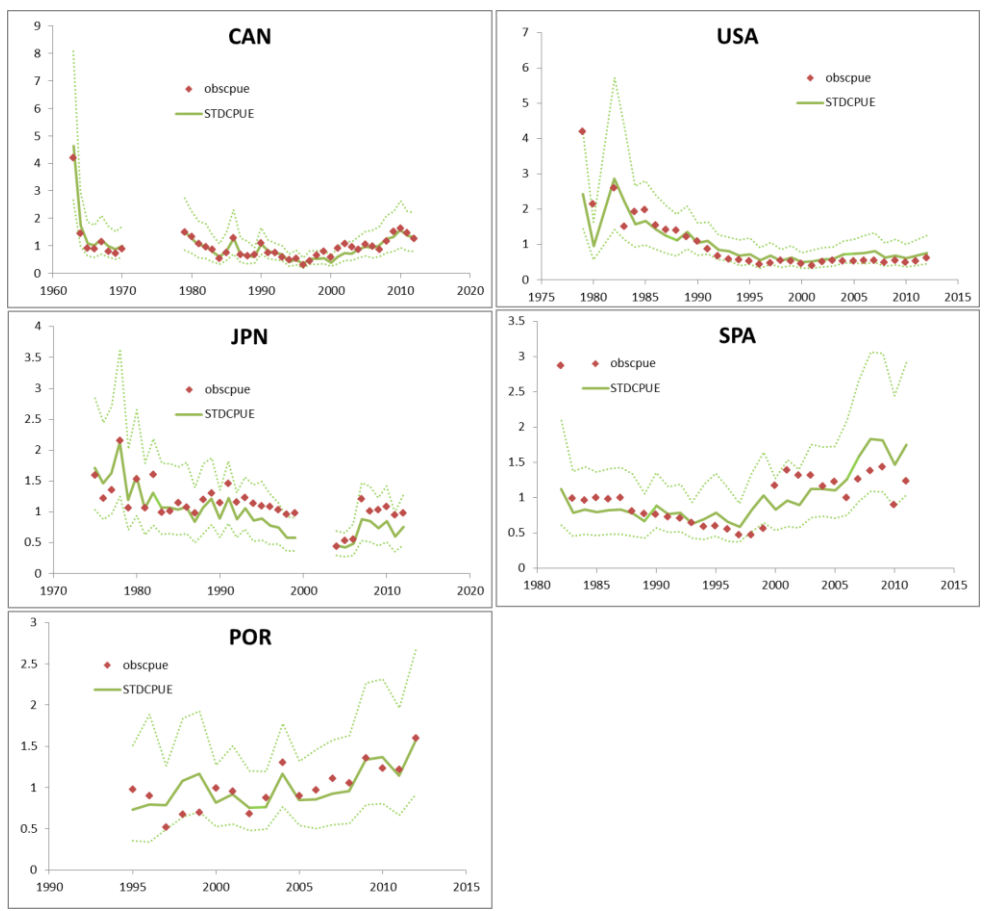
**Figure 7.** Plots of the predicted mean catch rate by factor-level in the base model of the log-transformed positive observations. Error bars indicated estimated 95% confidence bounds.



**Figure 8.** Comparison of the standardized CPUE series of North Atlantic swordfish estimated in 2006, 2009 and 2013 (left).



**Figure 9.** Sensitivity runs: Comparison of the standard index between base model, using gear and flag factors instead of NATOP, and using the catch task I longline as weighting factor in the model.



**Figure 10.** Sensitivity run: Estimated standardized N-SWO CPUE by flag with estimated 95% confidence intervals.

## AN APPROACH TO AGE AND GROWTH OF SOUTH ATLANTIC SWORDFISH (*XIPHIAS GLADIUS*) STOCK

Pablo Quelle<sup>1</sup>, Florencio González<sup>2</sup>, Marta Ruiz<sup>1</sup>, Xulio Valeiras<sup>3</sup>,  
Oscar Gutierrez<sup>1</sup>, Enrique Rodriguez-Marin<sup>1</sup> and Jaime Mejuto<sup>4</sup>

### SUMMARY

*A first growth function was estimated for the South Atlantic swordfish stock. A total of 406 anal fins were collected from 2006 to 2013. Fins were classified into three types and the most common, type A, was selected. Biometric relationships among several ray section measurements and lower jaw fork length were analysed. A detailed methodological description for swordfish age interpretation has been developed. Inconclusive results have been obtained when indirect validation test, as edge type and marginal increment ratio analysis, were applied. Mean size at age and growth parameters were estimated using the Standard Von Bertalanffy growth model (VBGM) ( $L_{\infty} = 358.7$ ,  $k = 0.092$ ,  $t_0 = -1.929$ ), which showed the best fit in comparison with other VBGMs.*

### RÉSUMÉ

*Une première fonction de croissance a été estimée pour le stock d'espardon de l'Atlantique Sud. Un total de 406 nageoires anales ont été prélevées de 2006 à 2013. Les nageoires ont été classées en trois types et le type le plus commun, le type A, a été sélectionné. On a analysé les relations biométriques entre plusieurs mesures de sections de raies et la longueur maxillaire inférieur-fourche. Une description méthodologique détaillée a été mise au point afin d'interpréter l'âge de l'espardon. Des résultats non concluants ont été obtenus lorsqu'un test de validation indirect, comme analyse de type bordure et du taux de croissance marginal, a été appliqué. La taille moyenne par âge et les paramètres de croissance ont été estimés à l'aide du modèle de croissance standard Von Bertalanffy (VBGM) ( $L_{\infty} = 358,7$ ,  $k = 0,092$ ,  $t_0 = -1,929$ ), qui ont montré le meilleur ajustement par rapport aux autres VBGM.*

### RESUMEN

*Una primera función de crecimiento ha sido estimada para el stock de pez espada del Atlántico sur. Un total de 406 aletas anales se recogieron entre 2006 y 2013. Las aletas se clasificaron en tres tipos y fue seleccionado el más común, tipo A. Se analizaron varias relaciones biométricas entre varias medidas de la sección del radio espinoso y la longitud desde la mandíbula inferior a la horquilla. Se ha desarrollado una descripción detallada de la metodología de la interpretación de la edad del pez espada. No se han obtenido resultados concluyentes al aplicar pruebas de validación indirecta, como el tipo de borde y el análisis del incremento marginal. Se estimaron las tallas medias por edad y los parámetros de crecimiento utilizando el modelo de crecimiento estándar de Von Bertalanffy (VBGM) ( $L_{\infty} = 358,7$ ;  $k = 0,092$ ,  $t_0 = -1,929$ ). Este modelo mostró el mejor ajuste en comparación con otros VBGM.*

### KEYWORDS

*Swordfish, South Atlantic Ocean, Age interpretation, Growth curves*

## 1. Introduction

Swordfish (*Xiphias gladius*, L. 1758) is a worldwide fish distributed species, mainly occurring in temperate, subtropical and intertropical waters. Swordfish has been fished by ancestral fishing communities in coastal areas using harpoon, hooks and nets (Ellis, 2013; Neilson *et al.* 2013). However, its worldwide commercial importance has been increased since 1980's and their captures reached to its highest level around 1995 in the South Atlantic stock (ICCAT, 2012).

<sup>1</sup>Instituto Español de Oceanografía, Promontorio San Martín, P.O. Box 240. 39080 Santander, Spain. Email address: pablo.quelle@st.ieo.es

<sup>2</sup>Instituto Español de Oceanografía, Avd. Príncipe de Asturias, 70 bis, 33212 Gijón, Spain

<sup>3</sup>Instituto Español de Oceanografía, Subida Radio Faro 50. 36390, Vigo, Spain

<sup>4</sup>Instituto Español de Oceanografía, Paseo Marítimo Alcalde Francisco Vázquez, nº 10. 15001. A Coruña. Spain.

The International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas (ICCAT) is the multilateral regional fishery organization responsible for the conservation of tunas and tuna-like species in the Atlantic Ocean and its adjacent seas. During the last three decades, the ICCAT has been assessing the two Atlantic swordfish stocks over the 5°N boundary, based on historical fishing data as well as new data and studies carried out recently (ICCAT, 2007; ICCAT, 2012). The low probability of migration between both Atlantic stocks units has been suggested from conventional tagging-recapture data (ICCAT, 2007) and recent pop-up satellite results (Abascal *et al.*, *in press*; Neilson *et al.*, 2009, 2013). Moreover, it is believed that the genetic mixing of the swordfish from both stocks is very low, and this genetic isolation should be enough to detect significant genetic difference between both Atlantic stock units. Some studies have already confirmed such genetic difference among both Atlantic swordfish stocks and the Mediterranean stock (e.g. Alvarado Bremer *et al.*, 1996, Alvarado Bremer *et al.*, 2005, Kasapidis *et al.*, 2007a); however, some genetic studies are pointing out that the stock boundary of the Atlantic swordfish could be different from the established one (Chow *et al.*, 2007).

Research on the South Atlantic swordfish stock has been in general more limited than the North one (Neilson *et al.* 2013). Some of the reasons have been addressed to the lack of an ICCAT research programs in these areas as well as the shorter historical fishery activity and countries involved (Mejuto *et al.*, *in press.*). For instance, Spanish surface longline fishery started its South Atlantic activity in 1986 (ICCAT, 2012), but the fishery observer programs have been recently established to provide information for basic data and biological studies.

Information on age and growth of swordfish is an important factor to assessing stock trends and has been used in the stock assessment of ICCAT fisheries. Several of the growth swordfish studies have been carried out in North Atlantic waters (Berkeley and Houde, 1983; Riehl, 1984; Ehrhardt *et al.*, 1996; Esteves *et al.*, 1995; Arocha *et al.*, 2003, Kasapidis *et al.*, 2007b, Kasapidis *et al.*, 2008), but growth studies for the South Atlantic Swordfish stock have not yet carried out. Fin rays have been used in many different marine and freshwater fish species for this kind of studies, as they are the easiest structures to collect and process instead other calcified structures such as otoliths; indeed, otoliths in swordfish and tuna are very small and delicate (Beamish, 1981). Some studies have been carried out in other stocks of swordfish using anal fin rays (e.g. Berkeley and Houde, 1983; Tsimenides and Tserpes, 1989; Sun *et al.*, 2002; DeMartini *et al.*, 2007) and billfishes (e.g. Kopf *et al.*, 2010; Kopf *et al.*, 2011).

The aim of this study is to identify methodological difficulties on the age interpretation of the South Atlantic stock of swordfish using anal fin ray sections and propose some solutions, and to obtain a preliminary growth equation based on these calcified structures.

## **2. Material and methods**

### ***2.1 Fish sampling***

Data and biological samples of swordfish caught by Spanish commercial pelagic surface longline vessels operating in South Atlantic Ocean were collected within the observer program from 2006 to 2013 (**Figure 1**). A total of 406 swordfish anal fins were collected on board by scientific observers. Lower jaw fork length (LJFL) and sex were recorded from each specimen, an additional data such as date; geographic location and sea surface temperature were also gathered. Anal fins were removed taking care not to cut the condyle base of the rays. Fins were kept frozen (-21°C) inside labelled plastic bags for further analysis.

### ***2.2 Anal fin processing***

Anal fins were boiled to remove the flesh, and remains were removed carefully with a piece of a paper or a cloth. Some fins were rejected because they were damaged during on board finning. This practice can spoil the condyle base of the spiny ray and makes the fin useless.

The three first rays were stored in paper bags in a cool and dry area until the cutting process. Due to anatomic differences between specimens, anal fins were classified in three different categories based on the morphology of these first three rays (**Figure 2**):



- 1) Type A; they were the most common ones, with a short first ray, a medium length and not branched second one and a third ray larger than the other two and branched.
- 2) Type B; first and second rays were small and not branched, while the third one was larger and branched
- 3) Type C; first ray was medium length and not branched, while second and third ray were longer and branched.

Frequency occurrence of each morphology type was examined by sex and LJFL group (<100cm; 100cm  $\geq$  <150cm;  $\geq$  150cm). A Fisher exact test was used to probe differences in frequency between groups.

Fin ray section preparation methodology was based on Valeiras *et al.* (2008). Two cross sections of the second ray of the anal fin (hereafter spine) were performed; the section location of the first one was done at an equal distance to a half of the width of the condyle base ( $d/2$ ) (Ehrhardt *et al.*, 1996), and the second one at an equal distance of the width of the condyle base ( $d$ ) (Riehl, 1984) (**Figure 3**). Following Ehrhardt *et al.* (1996) methodology, transversal sections of 0.45 – 0.50 mm thick were obtained using a linear precision saw ISOMET 5000 with a diamond blade (Series 15HC). For small swordfish measuring less than 90cm of LJFL, several spines were previously embedded in a matrix of polyester resin and sectioned together following Ruiz *et al.* (2005) methodology. Both types of sections were cleaned in ethanol 70% to remove residuals, and were left in trays to dry during two hours. Sections were mounted in glass microscope slides with Eukkit mounting medium and cover with a slide to avoid oxidation.

### 2.3 Biometry

Measurements of whole rays and ray sections, not damaged during the fins processing, were explored in relation to LJFL and sex of individuals. It was assumed an allometric relationship function to describe the bivariate scatterplot for every log-transformed pair of values. The function was estimated using the Standardised Major Axistest (SMA) using the smatr3 package (Warton *et al.*, 2012) with R software statistical program (R Core Team, 2013). Slope's equality was tested using Likelihood Ratio statistic test (Warton and Weber, 2002). Also, isometric relationship was tested for all relationships (slopes equal to 1 would indicate an isometric relationship) (Warton *et al.*, 2006).

Measurements description is shown in **Figure 3** and **Figure 4**. It was necessary to establish a benchmark (focus) in the ray section lobe to make the measurements. Focus was defined as the line which connects the two innermost ends of the lobes of the structure. A second perpendicular line was drawn from the focus, which was used to take all measurements (**Figure 4**). Not previously defined calcified structure measurements in the bibliography were established:

- Pre-growth structure. Distance between the focus and the area where the growth process start.
- Inner resorption distance. Distance between the focus and the end of the vascularised area, where the growth tissue starts to be visible.
- Vascularisation. It was quantified as the inner resorption minus the pre-growth structure distance.
- Adjusted annulus radius. It was obtained as annulus radius minus the pre-growth structure distance.

To test whether the assumption of Panfili *et al.* (2002) was fulfilled, the size of the spine mark was assumed to be the same as the size of the spine at the time that the mark was formed indicating no degeneration of the calcified structure; differences by age were checked in vascularisation and adjusted measurement of the presumed first annulus. Kolmogorov-Smirnov test was applied to prove normally distributed data followed by an ANOVA or Kruskal-Wallis test if normality assumption was not fulfilled.

### 2.4 Age interpretation

In order to standardize age interpretation, several methodological decisions were adopted: section location was established using the width of the condyle base ( $d$ ) and left lobe of the ray section was selected (**Figure 3**). All age interpretations have been done using digital images. Images of the spine sections were taken using a Nikon DS-5M camera with a 0.5X reducing lens attached to a Nikon SMZ 1500 stereo microscope with an objective 0.5X. Calibration (1.5x), resolution (2560x1920), and exposure settings were also pre-set. The measurements of the spine sections were taken using the NIS-ELEMENTS D 3.0. software package. Images were taken under transmitted light. Width and height of the section, maximum width of the lobe and translucent bands, pre-growth structure and inner resorption distances were recorded.

Ehrhardt *et al.* (1996) age interpretation criterion was used: one broad opaque band followed by a narrow translucent band was considered one year. A year was counted at the edge of the lobe when the translucent band was fully formed, which means that a consecutive opaque band was beginning to be seen. When multiple annuli and disappearance of the first annulus in older fish appeared, careful interpretation was carried out to assess the age classes. Two readers read independently the whole set of samples; when readers disagree on the interpreted age, a third read was performed by both readers, and the sample was rejected when disagreement persisted.

Two methods were used to identify the age one annulus:

1. Distribution pattern of annuli. Assuming that distance between annual marks must be similar in consecutive years, the distance of visible annuli was extrapolated to the vascularised area where annuli were obscured.
2. Age one annulus distance. In accordance with other studies, fish of 80-105 cm LJFL were identified as possibly being one year old (e.g. Berkley & Houde, 1983, Riehl, 1984, Restrepo, 1990, Arocha *et al.*, 2003). Annuli of these specimens were measured and the obtained mean radio of age one ( $\pm 2$  SD) was used to identify the interpreted age of first visible annulus.

When any inconsistency between both methods appeared, distribution pattern was primarily used. If more than 3 presumed ages were estimated within the vascularised area, the spine was removed from the analysis.

### 2.5 Indirect validation

In order to determine when the translucent and opaque bands were formed, edge type frequency occurrence and marginal increment ratio (MIR) were analyzed monthly. Edge was considered translucent when a translucent band appeared in more than 50% of the lobe edge, otherwise was called opaque. MIR was estimated for each spine using the equation from Esteves *et al.*, (1995):

$$\text{MIR} = (S - S_n) / (S_n - S_{n-1}),$$

where, S was the spine radius;  $S_n$  was the distance from the ray focus to the translucent band n, and  $S_{n-1}$  was the distance from ray focus to translucent band n-1.

### 2.6 Growth parameters

Growth parameters have been calculated for combined sexes and by sex using non-linear least square method. Data were fitted to three von Bertalanffy growth models (VBGM): (1) von Bertalanffy standard model (von Bertalanffy, 1938), and (2) two version of the generalized von Bertalanffy model: Chapman's VB (Chapman, 1961) and Richards' VB (Richards, 1959).

Standard VB model:  $L_t = L_\infty(1 - e^{-k(t-t_0)})$

Chapman's VB model:  $L_t = [L_\infty^{(1-\delta)} - (L_\infty^{(1-\delta)} - l_0^{(1-\delta)})e^{-k(1-\delta)t}]^{1/(1-\delta)}$

Richards' VB model:  $L_t = L_\infty(1 - e^{-k(1-m)(t-t_0)})^{1/1-m}$

where,  $L_t$  was the length (LJFL) at age t,  $L_\infty$  the asymptotic length, k the growth coefficient,  $t_0$  the theoretical age at zero length,  $l_0$  the theoretical length at zero age, m and  $\delta$  the fitted fourth function parameters.

Some assumptions were set in order to analyse the growth parameters:

- 1) Birth date: South Atlantic Ocean swordfish spawns during the whole year (Neilson *et al.*, 2013) and therefore age was considered to be the interpreted age plus 0.5.
- 2) Age 0 samples: fish under 65cm were not captured due to the gear selectivity. This issue implies that a bias in length at age 0 will occur, thus we decided not to use this age class.

To assess the best fitted model, Akaike Criterion Statistics (AIC) (Cerna *et al.*, 2009) was used:

$$\text{AIC} = -2 \log(L) + 2p$$

where, L was the residual sum of squares at the maximum goodness-of-fit and p the number of free parameters in the model.

### 3. Results

#### 3.1 Study Area, samples and anal fins classification

Swordfish anal fins from 156 males, 248 females and 2 undetermined sex (n=406) were collected from 2006 to 2013 (**Table 1**). Sampling geographical location by size range is shown in **Figure 1**. A total of 398 fin rays were used for describing the fin type. Type A was classified in 94.47% of the samples, 4.78% as type C, and only 0.75% as type B. No fin type differences have been detected between sexes (p-value= 0.61), but a significant difference was found in range sizes (p-value= 0.045) with B and C types being more frequent in specimens  $\geq 150$ cm LJFL.

#### 3.2 Biometry

No differences between sexes were found in the most of the relationships between LJFL and spine measurements, except with the maximum width of the spine lobe and vascularisation (**Table 2**). All measurements showed a significant result with the slope, indicating that the assumption of allometric relationship was true. The  $r$  squared value showed strong correlation between spine measurements: maximum diameter, width and height of the section and lobe maximum width, versus LJFL.

#### 3.3 Age interpretation

A total of 312 sexed anal fins of southern Atlantic swordfish were analysed from 2006 to 2013 for ageing. The LJFL of the aged individuals, ranged from 67 to 217 cm in males and from 66 to 309 cm in females. Fish ages ranged from 0 to 14 years old and the mean lengths by age were calculated for both males and females. **Table 3** shows mean length at age, standard error and length range by sex. Length at age 0 was calculated, although this estimation is biased as explained in the “growth parameters” section 2.6.

Checking for differences by age in the vascularisation and mean adjusted radius of the presumed age one annulus, the Kolmogorov-Smirnov test showed no normal distribution of both measurements, and Kruskal-Wallis test showed a significant increase in vascularisation ( $d.f.= 8$ ,  $\chi^2= 89.87$ ,  $P < 0.001$ ) and mean adjusted radius of the presumed age one ( $d.f.= 8$ ,  $\chi^2= 46.69$ ,  $P < 0.001$ ) with increasing age (**Figure 5**).

#### 3.4 Indirect validation

A total of 309 edges of spine sections (126 males and 181 females) were analysed for the monthly proportion of edge type and MIR. Opaque edge proportion and MIR throughout the year are shown in **Figure 6**. Although we could not obtain samples from austral winter, the highest values of the opaque edge proportion were found in the first quarter, with a maximum in March and a minimum in July. MIR showed no clear trend for the sampled months.

#### 3.5 Growth parameters

Growth parameters were calculated from 312 sex combined samples. Growth parameters, residual sum of squares and AIC values showed similar results for Chapman’s and Richard’s VBGMs, while standard VBGM presented a lower maximum size, a quicker growth rate and the lower value of AIC (**Table 4**). A comparison of present findings with the growth curves accepted by ICCAT is shown in **Figure 7**. **Growth model comparison of the North Atlantic (Restrepo, 1990; Arocha et al., 2003) and the South Atlantic Ocean (present study) for swordfish (ages shown are based on sampling over 5 specimens).**Figure 7.

### 4. Discussion

The identification of the second anal fin ray is a matter of concern in swordfish ageing studies because most of the publications do not present a detailed description of the type of anal fin or select a different ray according to the morphology of the fin (Berkeley and Houde, 1983; Riehl, 1984; Vanpouille et al., 2001). Berkeley and Houde (1983) and Riehl (1984) used the ray morphology instead of the anal fin type, choosing the second ray when they found an anal fin similar to our type A, and the first ray when was similar to our type C. On the other hand, Vanpouille et al. (2001) used the second ray of four different anal fin morphologies, but one of their

morphologies was not found in the present study. We found that most of the anal fins displayed a type A morphology; therefore, we suggest the use of this type A anal fin to standardize the methodology and to reduce the variability on the spine measurements and age interpretation for this species.

The spine sectioning location criterion, and therefore ray section measurements, varies according to different studies. Berkeley and Houde (1983) indicated that the reference location was the “spine flare”; Ehrhardt *et al.* (1996) performed the sectioning at half of the maximum width of the ray condyle base, while Riehl (1984) and Valeiras *et al.* (2008) carried out the cut at the maximum width of this distance. Our findings show that the use of this third sectioning location might give better results on the growth studies using swordfish anal fin rays. A unique reference height should be settled to standardize the different studies on ageing using these structures. For example, Kopf *et al.* (2010) delimited the optimum location between  $\frac{1}{4}$  and 1 condyle width for striped marlin; however, a more restricted area should be defined for swordfish spines to avoid annuli measurement differences.

Another matter of concern for spine growth analysis and identification of first annulus is the focus definition. Two main approaches have been applied: the convergence of the striations of the first annulus of one of the lobes (Esteves *et al.*, 1995; Ehrhardt *et al.*, 1996) and the half width of the section formed by the two lobes (Kopf *et al.*, 2010). The first criterion is not easily identifiable and open to subjectivity; the second one depends on the preparation of the spine, because according to the boiling time the structure formed by the two lobes changes due to the inner matrix deterioration. In order to obtain reproducible results, an enhanced criterion should be set. The criterion applied in this study is considered easy to apply, even for readers with low experience. However, further studies on the identification of the focus should be carried out; because the present paper focus location may be influencing our results showing that mean radius of the presumed age one annulus varies between age groups. This result prevent using back-calculation, since not all the assumptions to apply this method are been satisfied (Panfili *et al.*, 2002).

The appearance of vascularisation in the inner part of the lobe of the fin ray was first described by Berkley and Houde (1983). These authors indicated that one or two first annuli might be reabsorbed due to the vascularisation of the area during the growth of the fish. Present results showed that vascularisation increased when fish length and age increase. This issue has been pointed out in different studies (e.g. Tsimenides and Tserpes, 1984; Tserpes and Tsimenides, 1995; Vanpouille *et al.*, 2001; Sun *et al.*, 2002), however, these authors assert that the identification of age one annulus can be resolved with an experienced reader. Tserpes and Tsimenides (1995) and Cerna (2009) apply the measurements of first annuli of young individuals without vascularisation to estimate the annulus that have “disappeared” in the vascularised area of older specimens. The results in this study showed that presumed age one adjusted radius increases with age, although this increase is not so high to invalidate its utilization. Taking all this arguments into account, a combined method using the distribution pattern of annuli and a measurement approach could be used to identify age one annulus for specimens older than 4 years old.

Validation analysis is essential in direct ageing studies (Campana, 2001). In the present study, the periodicity of growth increment formation has been assessed by two methods, monthly formation of edge type and MIR. Opaque edge showed a general trend to reduce its proportion from January to July with higher proportion of the opaque edge appearing in austral summer and consequently translucent edge might be formed in austral winter. The formation of a translucent band in winter has also been observed by other authors for this species from the northern hemisphere (Berkley and Houde, 1983; Tsimenides and Tserpes, 1989; Ehrhardt *et al.*, 1996) and the southern hemisphere (Young *et al.*, 2004); by contrast Cerna (2009) found the opposite pattern. We found that MIR results showed no clear trend with a flat pattern, although the lack of samples, in late austral winter, prevents further conclusions. The formation of rings have been assumed as a response of the habitat or/and the physiological processes due to the swordfish behaviour and its environment (Tsimenides and Tserpes, 1989; Ehrhardt *et al.*, 1996, Sun *et al.*, 2002; Cerna, 2009). This species is reproductively active in some warm areas throughout the year, or with marked peaks of spawning in different months and areas, and with a complex migratory behaviour according to sex and sexual maturity (Mejuto *et al.*, 1998; Mejuto, 2007; Neilson *et al.*, 2013). All this facts seemed to affect monthly growth, hindering a clear temporal seasonal pattern in the MIR in this specie. Results of both analyses were not conclusive and further studies covering all months of the year are needed. In order to obtain an alternative approach to the validation of this calcified structure, tagging-recapture techniques should be applied in the South Atlantic area.

Growth parameters have been calculated with both sexes combined. The three VBGMs tested in the present paper are the most commonly ones used to fit the swordfish growth. The Standard VBGM was the better fitting model for our data set. Cerna (2009) also found that the standard VBGM was the most suitable one. However, Sun *et al.* (2002) and DeMartini *et al.* (2007) used standard and Richard's VBGMs, but they did not find significant differences between both models. On the other hand, Arocha *et al.* (2003) indicated that Chapman's VBGM was the most statistically appropriate one to fit his samples.

A short number of samples has hampered progress in growth estimations by sex. These estimations by sex were neither statistically robust nor of biological sense. Further efforts will be focused on getting more samples to carry out growth analysis by sex. In the present study, growth curve is close to the growth curves currently used by ICCAT (ICCAT, 2013) for the Atlantic for swordfish up to 5 years or 180 cm LJFL. For bigger specimens there is an increasing divergence among the curves. Restrepo (1990) found a low  $L_{\infty}$  since it is lower than sampled individuals from our study and regularly observed in the Atlantic fisheries. Conversely, Arocha *et al.*, (2003) obtained a very high  $L_{\infty}$  for their combined curve, but more conservative growth parameters by sex.

In order to standardize swordfish direct ageing using the anal fin, we suggest the following recommendations: type A anal fin should be used and the second ray must be selected; the maximum ray width ("d") should be selected for the sectioning location. We recommend using the "focus" as described previously, since we believe it is easy to locate and the "growth pattern" must be taken into account to identify age one annulus. Additionally we recommend making a bigger sampling effort to collect large swordfish specimens (> 150 cm LJFL). Further studies must be addressed to get a growth function by sex and fully standardize the ageing methodology for this species.

## Acknowledgments

We would like to express our gratitude to B. García-Cortés and A. Ramos Cartelle for their contributions as coordinators of the Spanish longliner observer program. Thanks also to M. Quintans, J. Fernández, A. Carroceda, and I. González for their assistance to achieve this study and especially to the observers involved in sampling on board. Finally, we want to thank to G. Hernandez-Milian for language review. This study was partially funded by the Spanish data collection programme within the European Union Fisheries Data Collection Regulation Framework.

## References

- Alvarado Bremer, J.R., Mejuto, J., Greig, T.W. and Ely, B. 1996. Global population structure of the swordfish (*Xiphias gladius* L.) as revealed by analysis of the mitochondrial DNA control region. *J. Exp. Mar. Biol. Ecol.* 197: 295-310.
- Alvarado Bremer, J.R., Mejuto, J., Gómez-Márquez, J., Boán, F., Carpintero, P., Rodríguez, J. M., Viñas, J., Greig, T. W. and Ely, B. 2005. Hierarchical analyses of genetic variation of samples from breeding and feeding grounds confirm the genetic partitioning of northwest Atlantic and South Atlantic populations of swordfish (*Xiphias gladius* L.). *J. Exp. Mar. Biol. Ecol.* 327(2): 167-182.
- Arocha, F., Moreno, C., Beerkircher, L., Lee, D.W. and Marciano, L. 2003. Update on growth estimates for swordfish, *Xiphias gladius*, in the north western Atlantic. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 55 (4): 1416-1429.
- Abascal, F.J., Mejuto, J., Quintans, M, García-Cortés, B. and Ramos-Cartelle, A. *In press*. Horizontal tracking of the broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, in the central and eastern north Atlantic using pop-up satellite archival tags. *ICCAT Sci. Pap. SCRS/2013/151*.
- Beamish, R.J. 1981. Use of fin-ray sections to age walleye pollock, Pacific cod, and albacore, and the importance of this method. *T. Am. Fish. Soc.* 110(2): 287-299.
- Berkeley, S.A. and Houde, E.D. 1983. Age determination of broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, from the Straits of Florida, using anal fin spine sections. *NOAA Technical Report NMFS* 8: 137-143.

- Bertalanffy, L. Von. 1938. A quantitative theory of organic growth (inquiries on growth laws. II). *Hum. Biol.* 10(2), 181-213.
- Campana, S.E. 2001. Accuracy, precision and quality control in age determination including a review of the use and abuse of age validation methods. *J. Fish. Biol.* 59: 197-242.
- Chapman, D.G. 1961. Statistical problems in dynamics of exploited fisheries populations. *Proceedings of the 4th Berkeley Symposium of Mathematics, Statistics and Probability*, 4:153-168. Univ. Calif. Press, Berkeley, CA-USA.
- Cerna, J.F. 2009. Age and growth of the swordfish (*Xiphias gladius Linnaeus*, 1758) in the southeastern Pacific off Chile (2001). *Lat. Am. J. Aquat. Res.* 37(1): 59-69.
- Chow, S., Clarke, S., Nakadate, M., & Okazaki, M. 2007. Boundary between the north and south Atlantic populations of the swordfish (*Xiphias gladius*) inferred by a single nucleotide polymorphism at calmodulin gene intron. *Mar. Biol.* 152(1), 87-93.
- DeMartini, E.E., Uchiyama, J.H., Humphreys Jr, R.L., Sampaga, J.D. and Williams, H.A. 2007. Age and growth of swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the Hawaii-based pelagic longline fishery. *Fish. Bull.* 105(3): 356-367.
- Ellis, R. 2013. *Swordfish: A biography of the ocean gladiator*. University of Chicago Press. 279pp.
- Ehrhardt, N. 1992. Age and growth of swordfish, *Xiphias gladius*, in the North western Atlantic. *Bull. Mar. Sci.* 50(2):292-301.
- Ehrhardt, N.M., Robbins R.J and Arocha, F. 1996. Age validation and growth of swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwest Atlantic. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 45(2): 358-367.
- Esteves, E., Simoes, P., Da Silva, H.M. and Andrade, J.P. 1995. Ageing of swordfish, *Xiphias gladius Linnaeus*, 1758, from the Azores, using sagittae, anal-fin spine and vertebrae. *Arq. Life and Marine Sciences*, 13A: 39-51.
- ICCAT. 2007. Report of the 2006 ICCAT Workshop on Swordfish stock structure. Crete, Greece. [http://www.iccat.int/Documents/CVSP/CV061\\_2007/no\\_1/CV061010001.pdf](http://www.iccat.int/Documents/CVSP/CV061_2007/no_1/CV061010001.pdf)
- ICCAT. 2012. Report of the standing committee on research and statistics (SCRS). ICCAT. Madrid, Spain [http://www.iccat.int/Documents/Meetings/SCRS2012/2012\\_SCRS\\_REP\\_EN.pdf](http://www.iccat.int/Documents/Meetings/SCRS2012/2012_SCRS_REP_EN.pdf)
- ICCAT. 2013. Report of the 2013 Atlantic Swordfish data preparatory meeting. Madrid, Spain. [http://www.iccat.int/Documents/Meetings/Docs/2013\\_SWO\\_ATL\\_DATA\\_PREP\\_ENG.pdf](http://www.iccat.int/Documents/Meetings/Docs/2013_SWO_ATL_DATA_PREP_ENG.pdf)
- Kasapidis, P., Mejuto, J., Tserpes, G., Antoniou, A., Garcia-Cortes, B., Peristeraki, P., Oikonomaki, K., Kotulas, G. and Magoulas, A. 2007a. Genetic structure of the swordfish (*Xiphias gladius*) stocks in the Atlantic using microsatellite DNA analysis. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 61(1): 89-98.
- Kasapidis, P., Valeiras, X., Antoniou, A., Kotoulas, G., García-Cortés, B. and Mejuto, J. 2007b. Genetic and growth profiles of three specimens of swordfish (*Xiphias gladius*) tagged and recaptured in the north Atlantic. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 60 (6): 1964-1973.
- Kasapidis, P., Valeiras, X., García-Cortés, B., Magoulas, A. and Mejuto, J. 2008. Genetic and growth profiles of several specimens of swordfish (*Xiphias gladius*) tagged and recaptured in the Atlantic, Indian and Pacific oceans. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 62 (4):1142-1151
- Kopf, R.K., Katherine D. and Humphreys Jr, R.L. 2010. Age estimation of billfishes (*Kajikia spp.*) using fin spine cross-sections: the need for an international code of practice. *Aquat. Living. Resour.* 23(1): 13-23.

- Kopf, R.K., Davie, P.S., Bromhead, D., and Pepperell, J.G. 2011. Age and growth of striped marlin (*Kajikia audax*) in the Southwest Pacific Ocean. *ICES J. Mar. Sci.* 68(9): 1884-1895.
- Mejuto, J. 2007. Aspectos biológicos y pesqueros del pez espada (*Xiphias gladius* Linnaeus, 1758) del océano Atlántico, con especial referencia a las áreas de actividad de la flota española. Tesis doctoral, Universidade de Santiago de Compostela, Galicia: 224 pp.
- Mejuto J., De la Serna, J.M. and García, B. 1998. Some considerations on the spatial and temporal variability in the sex-ratio at size of the swordfish (*Xiphias gladius*). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 48(1): 205-215.
- Mejuto, J., Ramos-Cartelle, A.M. and García-Cortés, B. In press. Preliminary standardized catch rates in number of fish by age for the south Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) of the Spanish longline fleet, for the period 1989-2011 assuming a tentative growth model. *ICCAT Sci. Pap. SCRS/2013/108*.
- Neilson, J.D., Smith, S., Royer, F., Paul, S.D., Porter, J.M., and Lutcavage, M. 2009. Investigations of horizontal movements of Atlantic swordfish using pop-up satellite archival tags. In *Tagging and Tracking of Marine Animals with Electronic Devices. Series: Reviews: Methods and Technologies in Fish Biology and Fisheries*, 9, pp. 145–159. Ed. by J.L. Nielsen, H. Arrizabalaga, N. Fragoso, A. Hobday, M. Lutcavage, and J. Sibert. Springer, New York: 452 pp.
- Neilson, J., Arocha, F., Calay, S., Mejuto, J., Ortiz, M., Scott, G., Smith, C., Travassos, P., Tserpes, G. and Andrushchenko, I. 2013. The Recovery of Atlantic Swordfish: The Comparative Roles of the Regional Fisheries Management Organization and Species Biology. *Rev. Fish. Sci.* 21(2): 59-97.
- Panfili, J., De Pontual, H., Troadec, H. and Wrigh, P. J. 2002. *Manual of fish sclerochronology*.
- R Development Core Team. 2008. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Restrepo, V. 1990. An update of swordfish tagging data for use in growth analyses. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 32: 360-370.
- Richards, F.J. 1959. A flexible growth function for empirical use. *J. Exp. Bot.*, 10: 290-300.
- Riehl, M.W., 1984. Age and growth estimation of northwest Atlantic broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, using fin-spines. Thesis for Bachelor of Science with Honours in Biology, Mount Allison University. 33pp.
- Ruiz, M., Rodríguez-Marín, E. and Landa, J. 2005. Protocol for sampling of hard parts for Bluefin Tuna (*Thunnus thynnus*) growth studies. In: Rodríguez-Marín, E. 2005. Report of the Bluefin Tuna direct ageing network (under the BYP Framework). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 58(4): 1414-1419.
- Sun, C.L., Wang, S.P., and Yeh, S.Z. 2002. Age and growth of the swordfish (*Xiphias gladius* L.) in the waters around Taiwan determined from anal-fin rays. *Fish. Bull.* 100(4): 822-835.
- Tserpes, G. and Tsimenides, N. 1995. Determination of age and growth of swordfish, *Xiphias gladius* L., 1758, in the eastern Mediterranean using anal-fin spines. *Fish. Bull.* 93(3): 594-602.
- Tsimenides, N. and Tserpes, G. 1989. Age determination and growth of swordfish *Xiphias gladius* L., 1758 in the Aegean Sea. *Fish. Res.* 8(2): 159-168.
- Valeiras, X., de la Serna, J.M., Macías, D., Ruiz, M., García-Barcelona, S., Gómez, M.J. and Ortíz de Urbina, J.M. 2008. Age and growth of swordfish (*Xiphias gladius*) in western Mediterranean Sea. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 62 (4): 1112-1121.
- Vanpouille, K., Poisson, F., Taquet, M., Ogor, A., and Troadec, H. 2001. Étude de la croissance de l'espardon (*Xiphias gladius*). L'espardon: de la recherche à l'exploitation durable. F. Poisson and M. Taquet (Coords.). Programme Palangre Réunionnais, Rapport final, pp. 139-169.
- Warton, D.I., Duursma, R.A., Falster, D.S. and Taskinen, S. 2012. Smatr 3 - an R package for estimation and inference about allometric lines. *Methods Ecol. Evol.* 3(2): 257-259

- Warton D.I. and Weber N.C. 2002. Common slope tests for bivariate structural relationships. *Biometrical J.* 44, 161–174.
- Warton D.I., Wright I.J., Falster D.S. and Westoby, M. 2006. Bivariate line-fitting methods for allometry. *Biol. Rev.* 81: 259–291.
- Young, J. and Drake, A. 2004. Age and growth of broadbill swordfish (*Xiphius gladius*) from Australian waters. Final report for project 2001/014, Fisheries Research Development Corporation, Canberra, Australia: 8-36



**Table 1.** Number of swordfish anal fins collected between 2006 and 2013. Lower jaw fork length (LJFL) range and mean length is given in cm; N is the sample size.

<i>Month</i>	<i>Males</i>			<i>Females</i>			<i>Undetermined</i>			<i>Total</i>		
	<i>N</i>	<i>Mean LJFL</i>	<i>LJFL range</i>	<i>N</i>	<i>Mean LJFL</i>	<i>LJFL range</i>	<i>N</i>	<i>Mean LJFL</i>	<i>LJFL range</i>	<i>N</i>	<i>Mean LJFL</i>	<i>LJFL range</i>
1	29	143.4	85-213	84	201.9	78-309				113	186.8	78-309
2	21	139.1	84-217	35	206.5	68-288				56	181.2	68-288
3	4	118.5	81-187	23	189.7	87-268				27	179.2	81-268
4	35	137.3	85-190	30	160.8	90-255				65	148.2	85-255
5	10	153.2	103-205	13	164.3	80-235				23	159.5	80-235
6	11	133.6	87-210	18	127.4	67-225	1	62.0		30	127.5	62-225
7	16	100.4	67-137	9	94.4	66-132	1	71.0		26	97.2	66-137
11	14	139.7	108-170	13	168.4	103-262				27	153.5	103-262
12	16	123.9	76-201	23	177.9	73-269				39	155.8	73-269
<b>Total</b>	<b>156</b>	<b>133.9</b>	<b>67-217</b>	<b>248</b>	<b>181.2</b>	<b>66-309</b>	<b>2</b>	<b>66.5</b>	<b>62-71</b>	<b>406</b>	<b>162.5</b>	<b>62-309</b>

**Table 2.** Analysis of second anal fin ray biometry by sex. Spine measurements are displayed as column headings. Sample size (N), parameters of the allometric function ( $Y=aX^b$ , where Y represents LJFL and X the different measurements) and statistical significance are shown.

Spine measurements	Maximum diameter (d)	Width section	Height section	Maximum width of lobe		Pre-Growth structure	Vascularisation	
				Males	Females		Males	Females
N(male,female)	127, 185	102, 172	102, 172	127	186	91, 134	115	154
<i>H<sub>0</sub>: slopes are equal between sexes</i>								
L	0.728	0.154	0.058		4.375	1.108		8.565
df	1	1	1		1	1		1
p-value	.	.	.		**	.		***
<i>H<sub>0</sub>: common slope not different from 1</i>								
L	19.7	347.5	350.9	$r_{rf}(b)=0.929$	$r_{rf}(b)=0.944$	101	$r_{rf}(b)=0.742$	$r_{rf}(b)=0.547$
df	2	2	2	125	184	2	113	152
p-value	****	****	****	****	****	****	****	****
a(elevation)	-1.335	-2.336	-2.412	-3.545	-3.308	-4.019	-4.680	-3.733
(95% Conf. interval)	(-1.387,-1.283)	(-2.440,-2.232)	(-2.503,-2.320)	(-3.741, -3.349)	(-3.434,-3.182)	(-4.453,-3.585)	(-5.263,-4.096)	(-4.147,-3.319)
b(slope)	1.211	1.545	1.499	1.913	1.798	1.771	2.077	1.591
(95% Conf. Interval)	(1.188,1.236)	(1.499,1.593)	(1.458,1.541)	(1.821, 2.009)	(1.742,1.856)	(1.584,1.981)	(1.816,2.374)	(1.414,1,790)
r squared	0.968	0.935	0.946	0.923	0.953	0.278	0.481	0.457
p-value	****	****	****	****	****	****	****	****

Signif. codes: 0 '\*\*\*\*\*' 0.001 '\*\*\*\*' 0.01 '\*\*\*' 0.05 '\*\*' 0.1 '.' 1

L: Likelihood Ratio

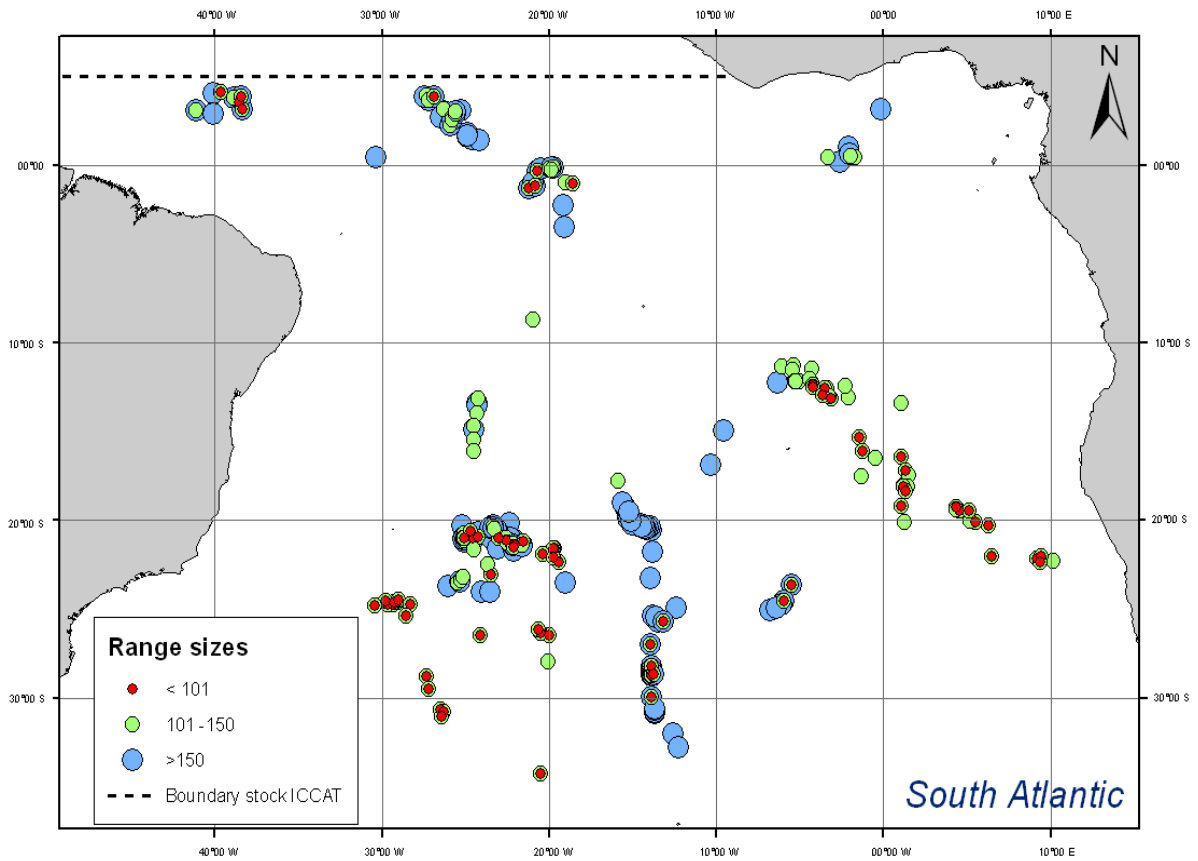
$r_{rf}(b)$  : Correlation between residual and axis scores when these variables are calculated using a slope of b=1

**Table 3.** Mean and length range (LJFL cm) and number (N) of samples by ages; Std. Error is the length standard error

Age	Males				Females				Combined			
	N	Mean LJFL	LJFL range	Std. Error	N	Mean LJFL	LJFL range	Std. Error	N	Mean LJFL	LJFL range	Std. Error
0	13	81.9	67-96	7.94	21	81.1	66-96	9.59	34	81.4	66-96	8.88
1	39	97.5	80-125	10.00	23	97.6	87-126	9.21	62	97.5	80-126	9.64
2	23	116.7	95-140	12.75	20	122.6	95-150	14.03	43	119.4	95-150	13.53
3	17	134.8	118-155	11.44	8	142.8	127-175	15.80	25	137.3	118-175	13.21
4	12	164.3	145-188	13.33	7	161.3	135-195	22.65	19	163.2	135-195	16.78
5	9	179.0	143-209	19.60	17	180.0	139-209	22.60	26	179.7	139-209	21.21
6	3	184.3	171-202	15.95	21	200.1	165-217	15.53	24	198.1	165-217	16.13
7	6	199.8	180-213	10.80	18	209.1	177-221	10.18	24	206.8	177-221	10.89
8	4	208.5	201-217	7.72	19	218.2	201-247	11.56	23	216.5	201-247	11.48
9					14	231.9	220-249	8.37	14	231.9	220-249	8.37
10					6	246.2	231-264	11.48	6	246.2	231-264	11.48
11					5	261.4	241-288	21.94	5	261.4	241-288	21.94
12					1	250.0	250-250		1	250.0	250-250	
13					3	269.0	260-280	10.15	3	269.0	260-280	10.15
14					3	286.3	269-309	20.53	3	286.3	269-309	20.53
<b>Total</b>	<b>126</b>	<b>127.1</b>	<b>67-217</b>	<b>38.95</b>	<b>186</b>	<b>170.9</b>	<b>66-309</b>	<b>60.21</b>	<b>314</b>	<b>152.6</b>	<b>62-309</b>	<b>57.08</b>

**Table 4.** Growth parameters, sum of residual squares (RSS) and Criterion Statistics (AIC) values are given for the three VB fitted models.

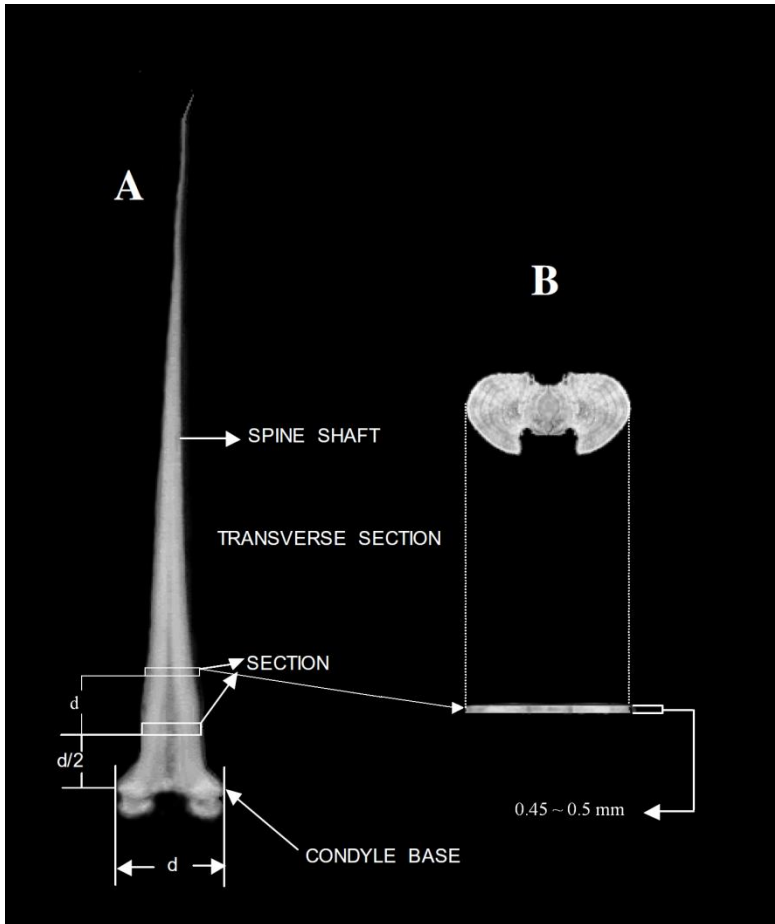
	Standard VB model			Chapman's VB model			Richards' VB model		
	St. Error	CI 95%		St. Error	CI 95%		St. Error	CI 95%	
Linf	358.65	21.24	316.8 - 400.4	371.02	73.24	226.8 - 515.2	371.02	73.27	226.7 - 515.2
k	0.092	0.011	0.071 - 0.113	0.073	0.086	-0.096 - 0.243	0.073	0.086	-0.096 - 0.243
T0 / L0	-1.929	0.216	-2.354 - 1.503	56.652	9.972	37.0 - 76.2	-1.615	1.525	-4.618 - 1.387
$\delta / m$				-0.112	0.579	-1.252 - 1.028	-0.112	0.579	-1.252 - 1.027
N parameters	3			4			4		
N samples	278			278			278		
RSS	52385.71			52377.75			52377.74		
AIC	-3.44			-1.44			-1.44		



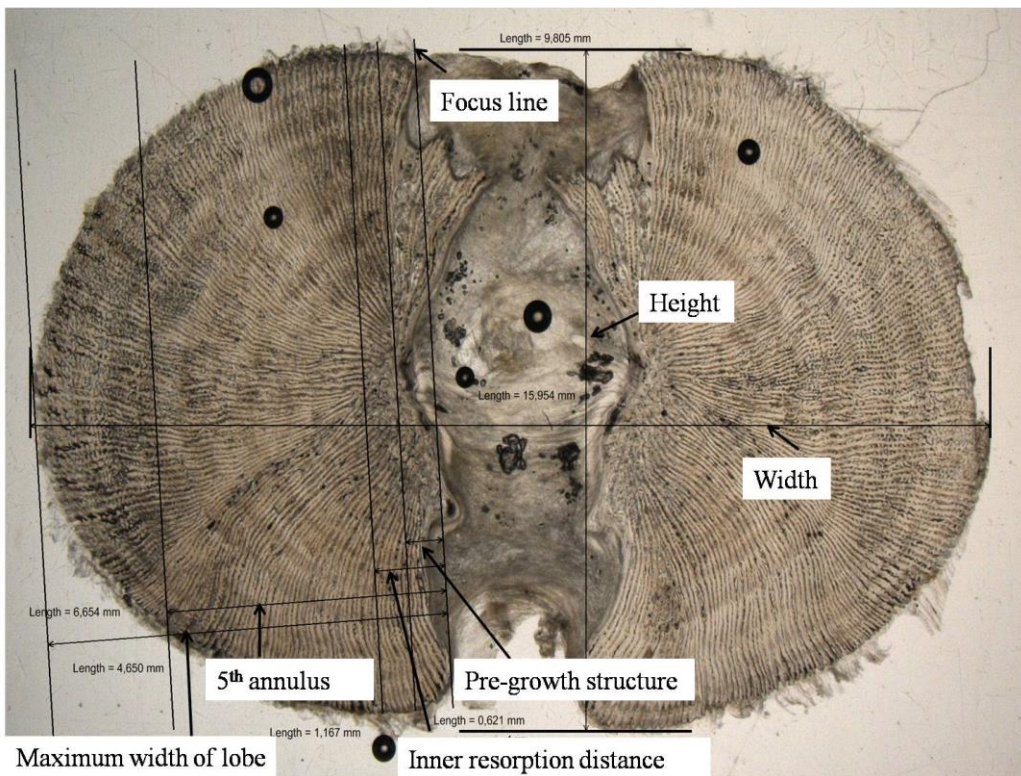
**Figure 1.** Geographical distribution of the samples by size range.

	1 <sup>re</sup> épine petite épine	2 <sup>e</sup> épine épine(s) moyenne(s)	3 <sup>e</sup> épine épine digitée
A			
C	?		
B			

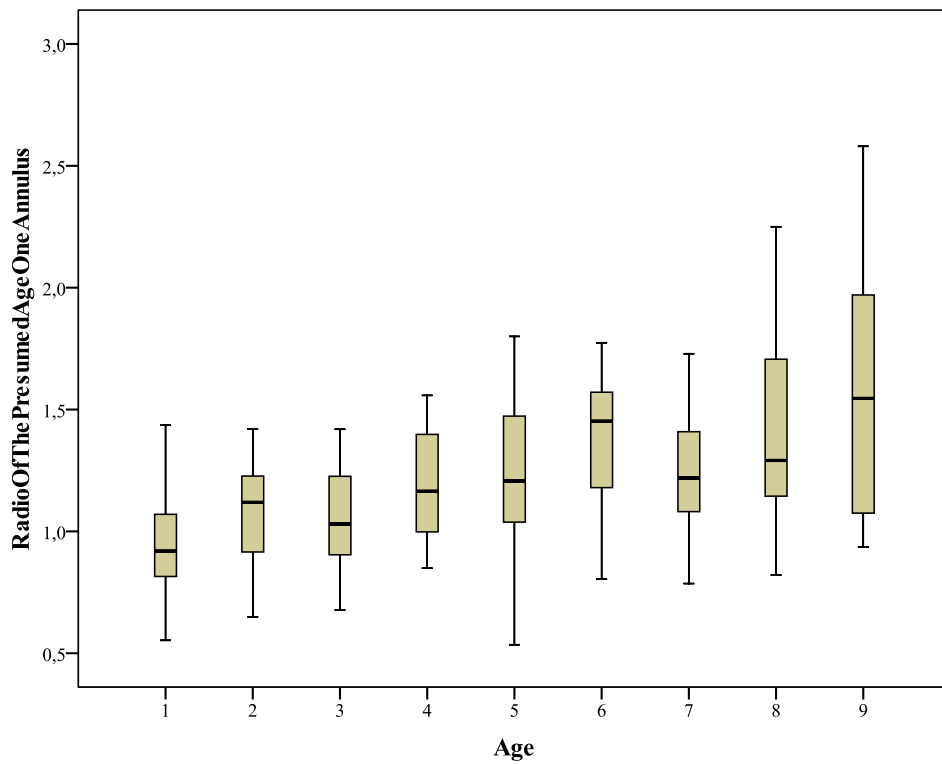
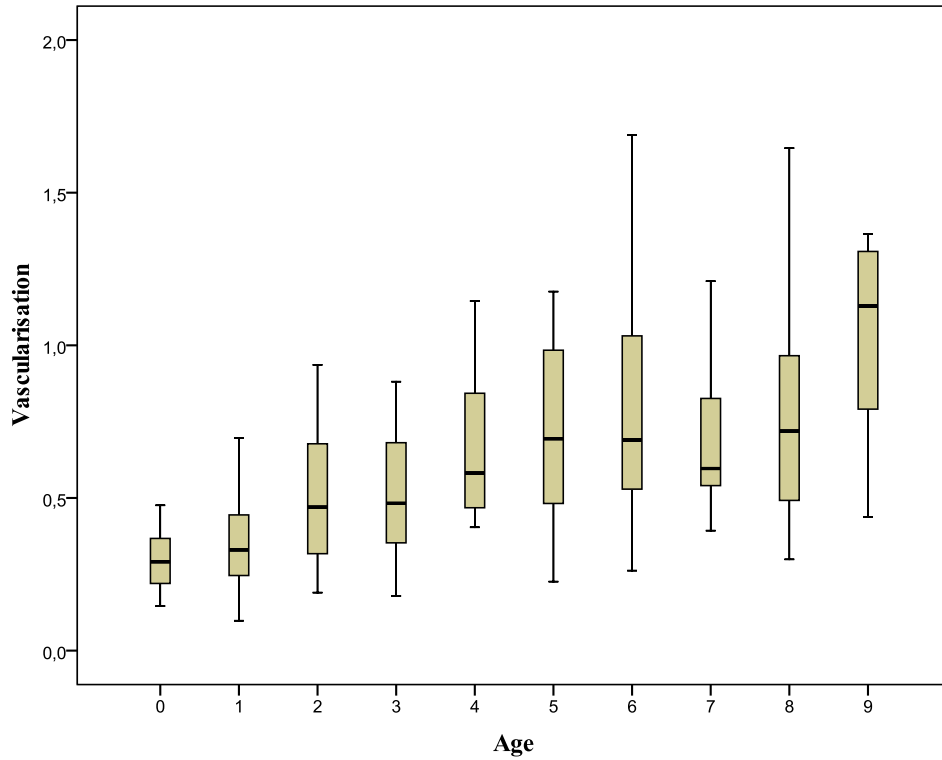
**Figure 2.** Fin type configuration according to the first three radii by order of frequency appearance (Adapted from Vampuille *et al.*, 2001).



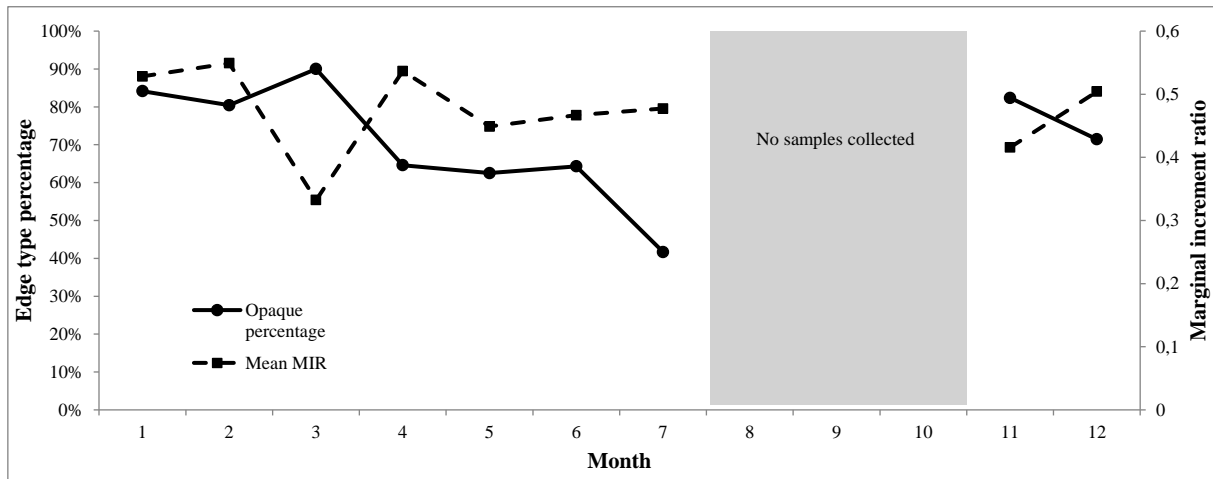
**Figure 3. A:** Second anal fin ray of a swordfish, showing the maximum diameter of the condyle base ( $d$ ). **B:** Cross section of the fin ray at distance  $d$  (Adapted from Sun *et al.*, 2002).



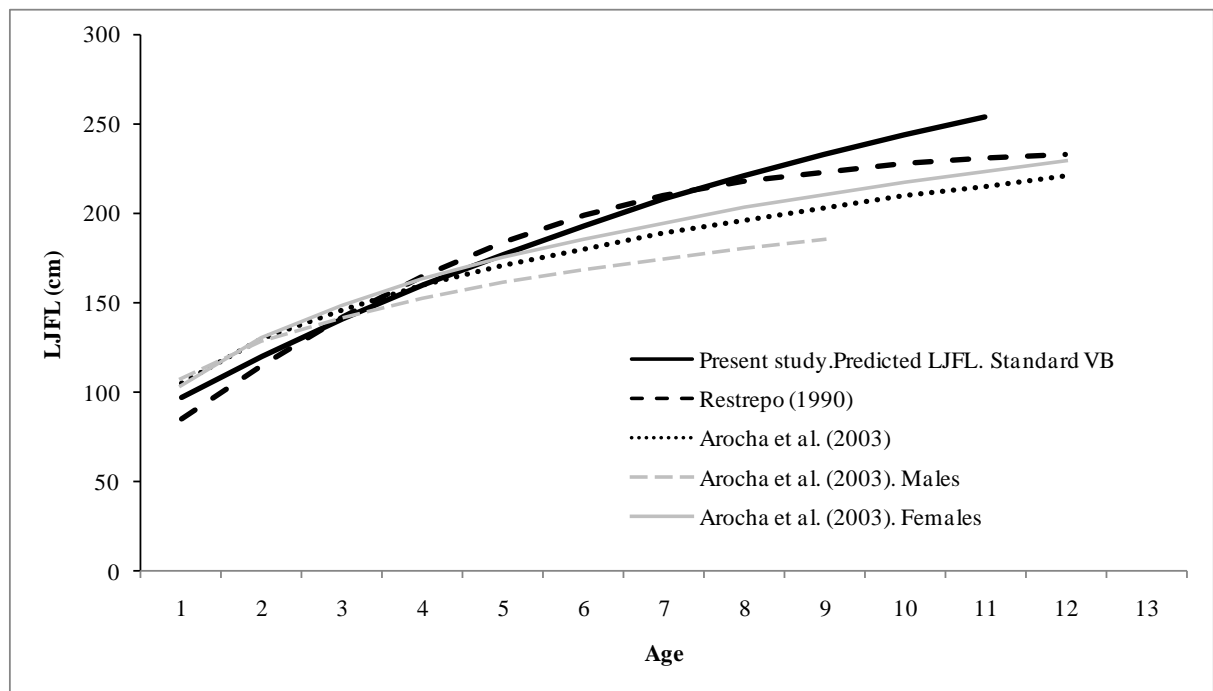
**Figure 4.** Ray transverse section and description of measurements of the second anal fin ray of the swordfish.



**Figure 5.** Box-plot showing the relationship between the vascularisation (cm) (upper) and the radius of the first annulus (cm) (lower) versus age (number of annuli) for South Atlantic swordfish. The superior limit of the boxes is the third quartile and the inferior the first quartile. The horizontal bar represents the median and the vertical bar indicates minimum and maximum values of the radius.



**Figure 6.** Opaque edge percentage (solid line) and marginal increment ratio (MIR) values (discontinuous line), for both sex combined throughout the year.



**Figure 7.** Growth model comparison of the North Atlantic (Restrepo, 1990; Arocha *et al.*, 2003) and the South Atlantic Ocean (present study) for swordfish (ages shown are based on sampling over 5 specimens).



## STANDARDIZED CPUE OF SWORDFISH (*XIPHIAS GLADIUS*) CAUGHT IN THE TAIWANESE LONGLINE FISHERY IN THE SOUTH ATLANTIC OCEAN FOR 1967-2012, ADDRESSING THE TARGETING CHANGE

Chi-Lu Sun, Nan-Jay Su, and Su-Zan Yeh<sup>1</sup>

### SUMMARY

*Catch and effort data of the Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean were standardized for swordfish (*Xiphias gladius*) by applying generalized linear models (GLMs). Two periods (1967-1989 and 1990-1999) and the information on operation type (the number of hooks per basket, HPB) from 2000 were considered in the standardization of CPUE (catch per unit effort) to address the issue of targeting change of this fishery. All the predictor variables, including time, fishing area, and gear configuration were statistically significant. The standardized CPUE of swordfish for 1967-1989 and 1990-1999 were almost identical to the results based on an entire period (1967-2012). However, the relative abundance indices in the late 1990s were sensitive to the inclusion of HPB in the model. In general, the standardized CPUE of swordfish in the South Atlantic Ocean showed a decreasing trend from 1967 through 1990, with a sudden increase during 1991 to 1996, but dropped to a lower level in the late 1990s and slightly decreased from 2000 until 2012.*

### RÉSUMÉ

*Les données de prise et d'effort de la pêcherie palangrière du Taipei chinois opérant en eaux lointaines dans l'océan Atlantique Sud ont été standardisées pour l'espadon (*Xiphias gladius*) en appliquant des modèles linéaires généralisés (GLM). Deux périodes (1967-1989 et 1990-1999) et les informations sur le type d'opération (nombre d'hameçons par panier, HPB) à partir de 2000 ont été prises en compte dans la standardisation de la CPUE (prise par unité d'effort) afin d'aborder la question du changement de ciblage de cette pêcherie. Toutes les variables de prédiction, y compris le moment, la zone de pêche et la configuration des engins, étaient statistiquement importantes. La CPUE standardisée de l'espadon pour les périodes 1967-1989 et 1990-1999 était pratiquement identique aux résultats fondés sur l'ensemble de la période (1967-2012). Toutefois, les indices d'abondance relative à la fin des années 90 étaient sensibles à l'inclusion du HPB dans le modèle. En général, la CPUE standardisée de l'espadon dans l'océan Atlantique Sud a dégagé une tendance décroissante de 1967 à 1990 compris : elle a ensuite connu une brusque augmentation de 1991 à 1996, pour chuter à un niveau plus faible à la fin des années 90 et elle a légèrement baissé à partir de 2000 jusqu'en 2012.*

### RESUMEN

*Se estandarizaron los datos de captura y esfuerzo de la pesquería de palangre de túnidos en aguas distantes de Taipei Chino en el océano Atlántico sur para el pez espada (*Xiphias gladius*) aplicando modelos lineales generalizados (GLM). Se consideraron dos periodos (1967-1989 y 1990-1999) y la información sobre el tipo de operación (número de anzuelos por cesta-HPB) desde 2000 para estandarizar la CPUE (captura por unidad de esfuerzo) con el fin de abordar la cuestión del cambio de especie objetivo en esta pesquería. Todas las variables de predicción, lo que incluye, periodo, zona de pesca y configuración del arte, fueron estadísticamente significativas. Las CPUE estandarizadas de pez espada para 1967-1989 y 1990-1999 fueron casi idénticas a los resultados basados en el periodo completo (1967-2012). Sin embargo, los índices de abundancia relativa a finales de los noventa fueron sensibles a la inclusión de HPB en el modelo. En general, las CPUE estandarizada de pez espada del Atlántico sur mostraba una tendencia decreciente desde 1967 hasta 1990, seguida de un súbito incremento durante el periodo de 1991 a 1996, pero después descendió a un nivel inferior a finales del os noventa, y descendió ligeramente desde 2000 hasta 2012.*

### KEYWORDS

*GLM, CPUE standardization, Abundance index, Longline, Targeting change*

<sup>1</sup> Institute of Oceanography, National Taiwan University, Taipei, 10617 Taiwan. E-mail: chilu@ntu.edu.tw

## 1. Introduction

Swordfish (*Xiphias gladius* Linnaeus, 1758) is a cosmopolitan species widely distributed in tropical, subtropical, and temperate waters of three oceans and adjacent seas (ICCAT 2007). In the Atlantic Ocean, swordfish can be harvested in areas between 45°N and 55°S by a large number of countries because of their broad geographical distribution in pelagic, offshore and coastal waters (ICCAT 2010). Most swordfish were caught as a bycatch in longline fisheries that target tunas (e.g., Japanese and Taiwanese longline fleets), although small catches of swordfish were taken using other gears, such as gillnets and harpoons. A small proportion of catch was caught by the Brazilian longline vessels targeting swordfish from 1990 onward (ICCAT 2007). Three management units of swordfish in the Atlantic Ocean (the Mediterranean, the North, and the South Atlantic stocks) are defined by the ICCAT for stock assessment and management purpose (ICCAT 2010).

The Taiwanese distant-water tuna longline vessels, one of the world's most important tuna fleets, have operated throughout the Atlantic, Pacific, and Indian Oceans since the late 1960s (Chang *et al.* 2007). The annual catch of swordfish from the Taiwanese tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean was about 200~800 tons in the 1980s, but increased to more than 2,500 tons in the early 1990s due to the development of deep longline operations in tropical areas targeting bigeye tuna (*Thunnus obesus*) (**Figure 1**). However, the catch of swordfish from this fishery reduced to around 1,500 tons in the late 1990s and early 2000s owing to the catch regulations by ICCAT. The catch of swordfish was further decreased to 600~700 tons in 2008 and 2009 (**Figure 1**), and about 400 tons in recent two years (2010 and 2011) due to a decrease in fishing effort through the large-scale vessel reduction program (Chang *et al.* 2007).

Catch and effort data of the Taiwanese distant-water tuna longline fishery were standardized for swordfish based on generalized linear models (GLMs) assuming a delta lognormal error distribution with main explanatory variables including year and bimonth, geographical area, and the target species of tunas (Chang *et al.* 2007), and were also analyzed using GLMs and generalized additive models (GAMs) assuming lognormal error distribution (Sun *et al.* 2010; 2013). Alternative area stratifications were considered in the CPUE (catch per unit effort) standardization to evaluate the potential impact on abundance index of swordfish, but all of them led to almost identical results. The abundance indices of swordfish for the South Atlantic stock derived from previous studies suggested a generally decreasing trend from 1968 through 1990, with a notable increase to a higher level during 1991 to 1996, but dropped sharply in the late 1990s (Sun *et al.* 2010; 2013).

The objectives of this study were to assess how the targeting change might influence the swordfish CPUE caught in the Taiwanese distant-water longline fishery in the South Atlantic Ocean by conducting the analysis for two separate periods, and to examine how sensitive the factor of gear configuration is to the choice of analytical framework for standardizing catch and effort data of this fishery for swordfish. The relative abundance index of swordfish developed in this study could be used in the stock assessment.

## 2. Materials and methods

### 2.1 Fishery data

Catch and effort data of the Taiwanese distant-water tuna longline fleets in the South Atlantic Ocean were obtained from the Overseas Fisheries Development Council of the Republic of China (OFDC, Taipei) for 1967-2012 (Task II) and 1995-2012 (because information on hooks per basket, HPB, was available from 1995). Both data sets contain information on time (year and month), fishing locations (in 5° longitude and latitude), number of hooks, and the catch of tunas and swordfish. However, information on gear configuration (*i.e.*, HPB) was only available from the logbooks since 1995. Both of the data sets were grouped into 5° grids of latitude and longitude for each month for the analysis. CPUE of swordfish were expressed as the number of fish caught per 1000 hooks in this study.

### 2.2 Catch composition

Catch composition can be used to separate a tuna longline fishery that targets different species (Lee *et al.* 2005). For example, the proportion of bigeye tuna in the catch might increase when the targeting species changes from albacore to bigeye tuna. The Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean was thus separated into two periods to address the targeting change based on the catch ratios defined as follows:

$$\begin{aligned} \text{ALB} &= \text{ALB}/(\text{ALB}+\text{BET}+\text{SWO}) \\ \text{BET} &= \text{BET}/(\text{ALB}+\text{BET}+\text{SWO}) \\ \text{SWO} &= \text{SWO}/(\text{ALB}+\text{BET}+\text{SWO}) \end{aligned}$$

where ALB, BET, and SWO are the catches of albacore, bigeye tuna, and swordfish for each year respectively.

### 2.3 Statistical models

Generalized linear models (GLMs; Nelder and Wedderburn 1972) are commonly used methods for standardizing fishery data (Maunder and Punt, 2004). This standard approach was thus applied to standardize catch and effort data of the Taiwanese distant-water tuna longline fishery for swordfish in the South Atlantic Ocean in this study. A lognormal error distribution with an identity link was assumed to model the swordfish CPUE data. A small constant (10% of the grand mean) was added to avoid log-transformation problems. The full GLM used in this study can be written as:

GLM:  $\text{CPUE}_{\text{SWO}} \sim \text{Year} + \text{Season} + \text{Area} + \text{Season}:\text{Area}$  (for 1967-2012, 1967-1989 and 1990-1999);

GLM:  $\text{CPUE}_{\text{SWO}} \sim \text{Year} + \text{Season} + \text{Area} + \text{Season}:\text{Area} + \text{HPB}$  (for 2000-2012);

where  $\text{CPUE}_{\text{SWO}}$  is the CPUE of swordfish with a small constant added. Year, season, and area are the temporal and spatial effects. A new area stratification based on fishing effort distributions of the Taiwanese tuna longline fishery and nominal CPUE distributions of swordfish in the South Atlantic Ocean was used in GLM analysis (**Figures 2 and 3**). Information on gear configuration (*i.e.*, HPB) was available from logbook data since 1995, but included in the GLM analysis for 2000-2012 because only few HPB data were collected before 2000. The impact of HPB was considered in the CPUE standardization of swordfish because potential relationship between the targeting change and swordfish CPUE was suggested by previous studies (Chang *et al.* 2007; Sun *et al.* 2010; Sun *et al.* 2012).

A forward stepwise technique was used to identify the appropriate set of explanatory variables for each model of the GLM and GAM analyses. A Chi-square ( $\chi^2$ ) analysis was used to evaluate the significance of each predictor variable. Diagnostic plots, *i.e.*, the distribution of residuals and quantile-quantile (Q-Q) plots, were used to assess the model fits and the assumption of error models. Alternative models with the inclusion of target species were evaluated using the Akaike information criterion (AIC) and the pseudo-coefficient of determination ( $R^2$ ).

Relative abundance indices of swordfish were developed using least-square means (LS means) for the year effect. The LS means are marginal means over a balanced population predicted from a linear model at combinations of specified factors. Unspecified factors and covariates are handled by summarizing the predictions over those factors and variables. All of the analyses were conducted by using R version 2.15.1.

### 3. Results and discussion

There were 15,774 catch and effort records (Task II) for 1967-2012, and 3,682 records with gear configuration information (HPB) for 2000-2012 used in the GLM analyses. The fishing ground of the Taiwanese tuna longline fishery was throughout the South Atlantic Ocean before 1989, but shifted to tropical waters of the Atlantic Ocean since 1990 (**Figure 2**) due to the targeting change from albacore to bigeye tuna. Therefore, the catch of bigeye tuna substantially increased since 1990.

High CPUE of swordfish occurred in tropical waters of the central Atlantic Ocean (**Figure 3**), suggesting that spatial covariates are likely to be an important factor in determining catchability of swordfish in the Taiwanese longline fishery. There was no substantial seasonal variation in nominal CPUE distributions, but there seems a shift in the fishing grounds of this fishery in recent years, with substantially higher CPUE of swordfish occurring in tropical areas (5°N~10°S). A new area classification was therefore used in this study based on the spatial and temporal variations of the swordfish nominal CPUE distributions (**Figure 3**).

The catch ratios of albacore were higher than 90% for the Taiwanese tuna longline fishery before 1989 but dropped to 60~70% after 1990, while the catch ratios of bigeye tuna suddenly increased to 30~40% with a slightly increasing trend since 1990 (**Figure 4**). The fishery was therefore separated at 1990 into two periods for this fishery to conduct the standardization of swordfish CPUE. The catch ratios of swordfish were slightly increasing during the early 1990s with the increase of bigeye tuna catch, but dropped slightly thereafter until 2006 and increased in recent two years 2011-2012 (**Figure 4**).

The distributions of residuals in a log-scale from the GLM analyses based on a lognormal error model appeared normal (**Figure 5**). This assumption of lognormal error distributions was further confirmed according to the Q-Q plots (**Figure 6**). Deviance tables were used to summarize the model selection process for the GLM analyses for 1967-2012, 1967-1989, 1990-1999, and 2000-2012, respectively (**Table 1**). All the explanatory variables considered in the model were statistically significant at  $\alpha = 0.01$ . Effects of year, area in the GLM accounted for the largest proportions of the explained deviance of the models 1967-2012, 1967-1989, and 1990-1999 with  $R^2$  ranging from 0.284 to 0.324.

The effect of gear configuration was also statistically significant in the GLM analysis, with  $R^2$  increasing from 0.122 to 0.137 with the inclusion of this covariate in the model (**Table 1**). The inclusion of this factor could capture potential changes in the development of deep longline operations targeting bigeye tuna in tropical areas since the 1990s. This is expected because the inclusion of gear configuration increased substantially the explained deviance in the GLM analysis (**Table 1**). The  $R^2$  and AIC values indicated that the full models (including the variable of HPB for the model 2000-2012) provided the best fits to the data (**Table 1**).

In general, the relative abundance indices of swordfish developed in this study were insensitive to the separation of two periods, 1967-1989 and 1990-1999 (upper panel in **Figure 7**). Standardized CPUE of swordfish with HPB information included in the model (2000-2012) was slightly higher than that derived from the models without HPB (lower panel in **Figure 7**). We suggest the standardized CPUE of swordfish from the model with HPB included to be used as a relative abundance index in the stock assessments.

In summary, the trend in standardized CPUE of swordfish was consistent with that derived from the previous study by Sun *et al.* (2010; 2013). The standardized CPUE of swordfish showed a decreasing trend from 1967 through 1990, but increased to a relatively high level during 1991 to 1997, and sharply decreased in the late 1990s, and slightly decreased from 2000 until 2012 (**Figure 7; Table 2**).

## References

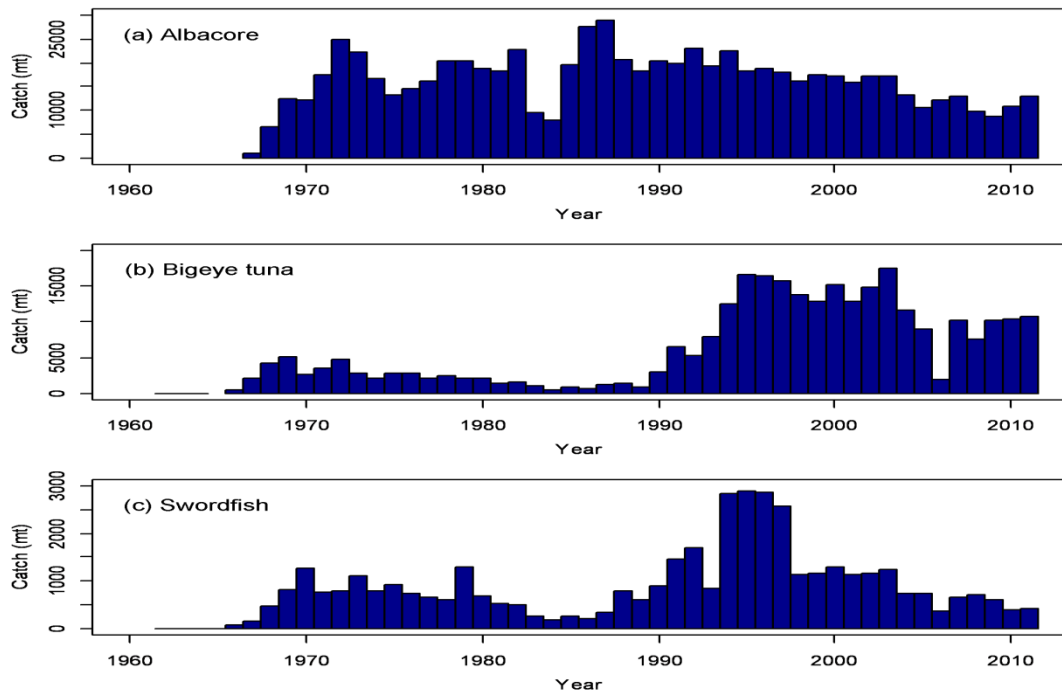
- Chang, S.K., Lee, H.H., and Liu, H.I. 2007, Standardization of South Atlantic swordfish by-catch rate for Taiwanese longline fleet. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60: 1974-1985.
- ICCAT. 2007, Report of the 2006 Atlantic swordfish stock assessment session. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60: 1787-1896.
- ICCAT. 2010, Report of the 2009 Atlantic swordfish stock assessment session. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65: 1-123.
- Lee, Y.C., Nishida, T., Mohri, M. 2005. Separation of the Taiwanese regular and deep tuna longliners in the Indian Ocean using bigeye tuna catch ratios. Fish. Sci., 71: 1256-1263.
- Maunder, M.N. and Punt, A.E. 2004, Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. Fish. Res., 70: 141-159.
- Nelder, J.A. and Wedderburn, R.W.M. 1972, Generalised linear models. J. R. Statist. Soc. A, 137: 370-384.
- Sun, C.L., Chang, Y.J., Yeh, S.Z., and Wu, W.J. 2010, Standardizing catch and effort data for South Atlantic swordfish of the Taiwanese longline fishery. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65: 249-263.
- Sun, C.L., Su, N.J., Yeh, S.Z. 2012, CPUE standardization of blue marlin (*Makaira nigricans*) for the Taiwanese longline fishery in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68: 1470-1478.
- Sun, C.L., Su, N.J., Yeh, S.Z. 2013. Standardizing catch and effort data of the Taiwanese distant-water longline fishery in the South Atlantic Ocean for swordfish (*Xiphias gladius*). Atlantic swordfish data preparatory meeting, International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas (ICCAT). 3-10 June 2013, Madrid, Spain. 14 pp.

**Table 1.** Deviance tables and AIC values for the models selected to standardize the catch and effort data of the Taiwanese distant-water tuna longline fishery for swordfish in the South Atlantic Ocean for 1967-2012, 1967-1989, 1990-1999, and 2000-2012. The area stratification used in GLM is shown in **Figure 2**. HPB denotes the number of hooks per basket.

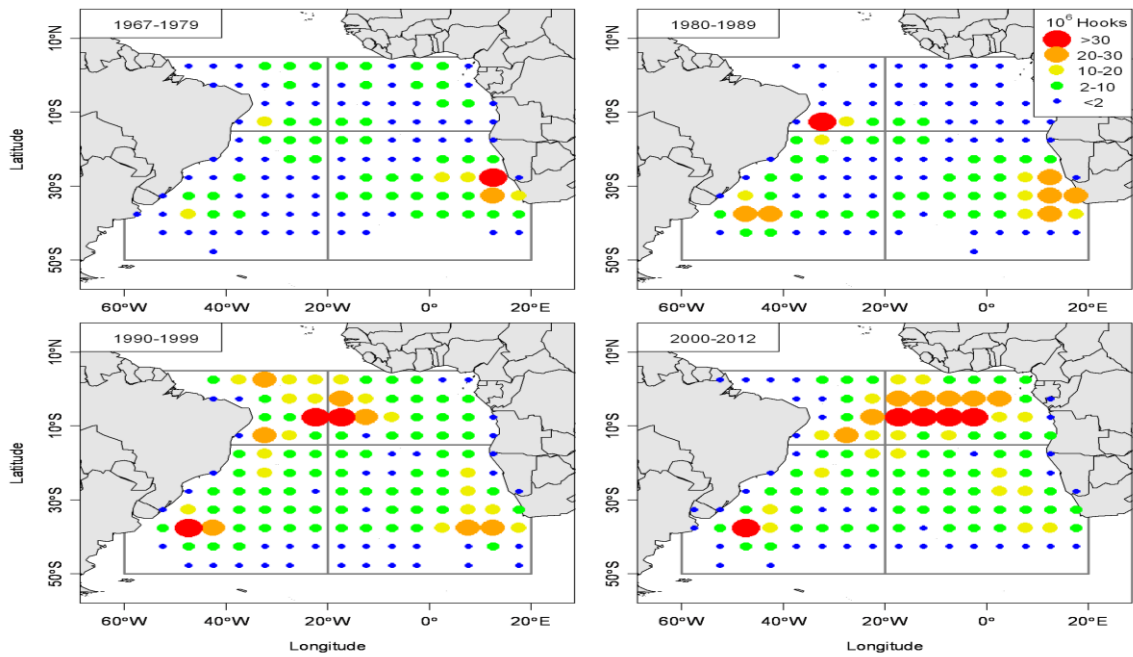
	<i>Degree of freedom</i>	<i>Residual deviance</i>	<i>Deviance explained</i>	$R^2$	$P(\chi^2)$	<i>AIC</i>
<b>1967-2012</b>						
NULL	15767	22105				
+Year	15722	19512	2593	0.117	<0.01	48201
+Season	15719	19492	20	0.118	<0.01	48191
+Area	15716	15995	3496	0.276	<0.01	45079
+Season:Area	15707	15834	161	<b>0.284</b>	<0.01	44938
<b>1967-1989</b>						
NULL	5786	7148.4				
+Year	5764	6173.4	975	0.136	<0.01	16845
+Season	5761	6161.6	12	0.138	<0.01	16840
+Area	5758	4905.3	1256	0.314	<0.01	15526
+Season:Area	5749	4830.1	75	<b>0.324</b>	<0.01	15455
<b>1990-1999</b>						
NULL	3741	6267				
+Year	3732	5869	398	0.063	<0.01	12326
+Season	3729	5855	15	0.066	<0.01	12322
+Area	3726	4418	1437	0.295	<0.01	11275
+Season:Area	3717	4376	42	<b>0.302</b>	<0.01	11257
<b>2000-2012</b>						
NULL	11798	12292				
+Year	11786	11982	310	0.025	<0.01	33693
+Season	11783	11878	103	0.034	<0.01	33597
+Area	11780	10894	984	0.114	<0.01	32583
+Season:Area	11771	10795	99	0.122	<0.01	32493
+HPB	11755	10607	188	<b>0.137</b>	<0.01	32318

**Table 2.** Standardized CPUE of swordfish caught in the Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean for 1967-1989, 1990-1999, and 2000-2012.

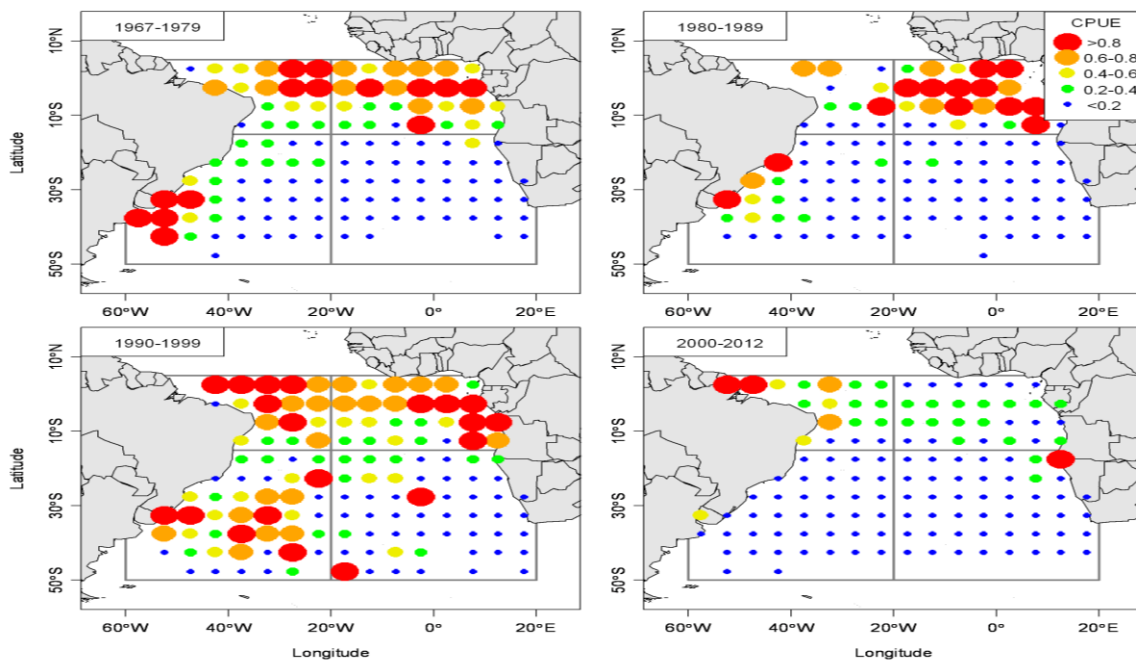
<i>Year</i>	<i>CPUE</i>	<i>SE</i>	<i>Year</i>	<i>CPUE</i>	<i>SE</i>
1967	0.111	0.282	1990	0.211	0.075
1968	0.189	0.091	1991	0.382	0.067
1969	0.246	0.073	1992	0.413	0.081
1970	0.185	0.061	1993	0.287	0.064
1971	0.233	0.068	1994	0.404	0.060
1972	0.238	0.094	1995	0.277	0.053
1973	0.242	0.092	1996	0.307	0.049
1974	0.211	0.072	1997	0.224	0.048
1975	0.145	0.075	1998	0.126	0.061
1976	0.072	0.072	1999	0.158	0.042
1977	0.071	0.068	2000	0.192	0.051
1978	0.084	0.078	2001	0.169	0.050
1979	0.084	0.101	2002	0.166	0.048
1980	0.143	0.085	2003	0.160	0.051
1981	0.153	0.076	2004	0.127	0.046
1982	0.133	0.072	2005	0.119	0.047
1983	0.131	0.069	2006	0.161	0.050
1984	0.100	0.062	2007	0.132	0.048
1985	0.086	0.061	2008	0.148	0.050
1986	0.098	0.060	2009	0.120	0.049
1987	0.096	0.081	2010	0.102	0.050
1988	0.076	0.161	2011	0.109	0.048
1989	0.072	0.186	2012	0.103	0.052



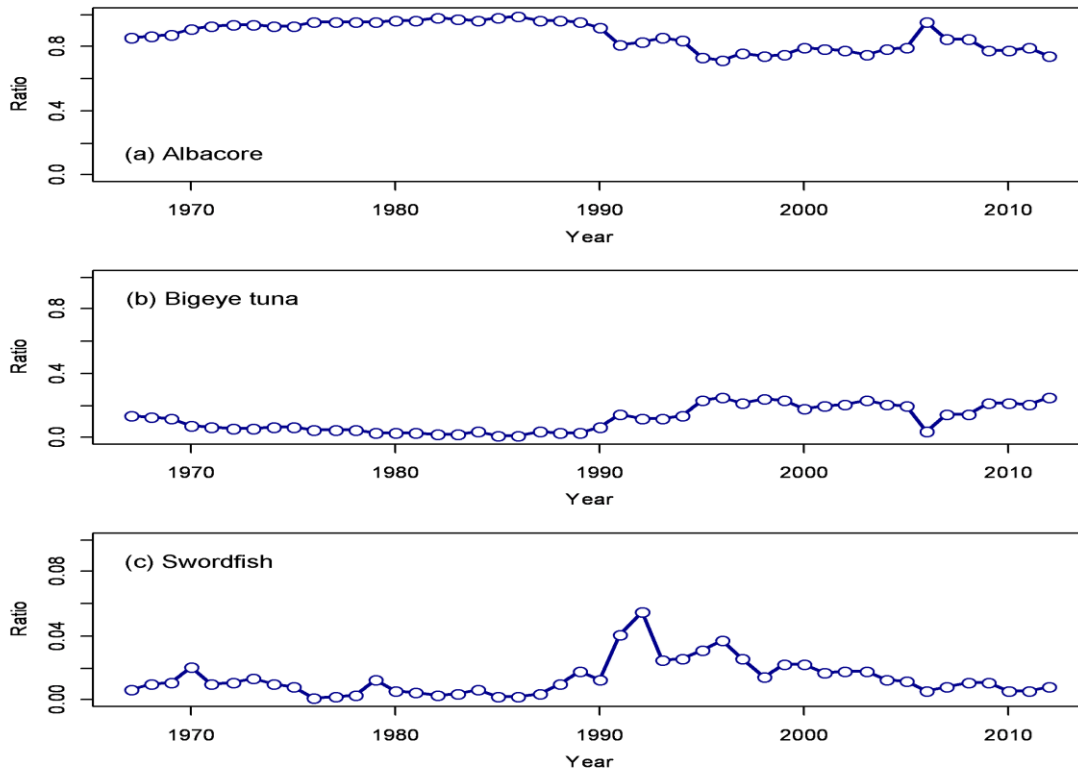
**Figure 1.** Annual catches of (a) albacore, (b) bigeye tuna, and (c) swordfish for the Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean.



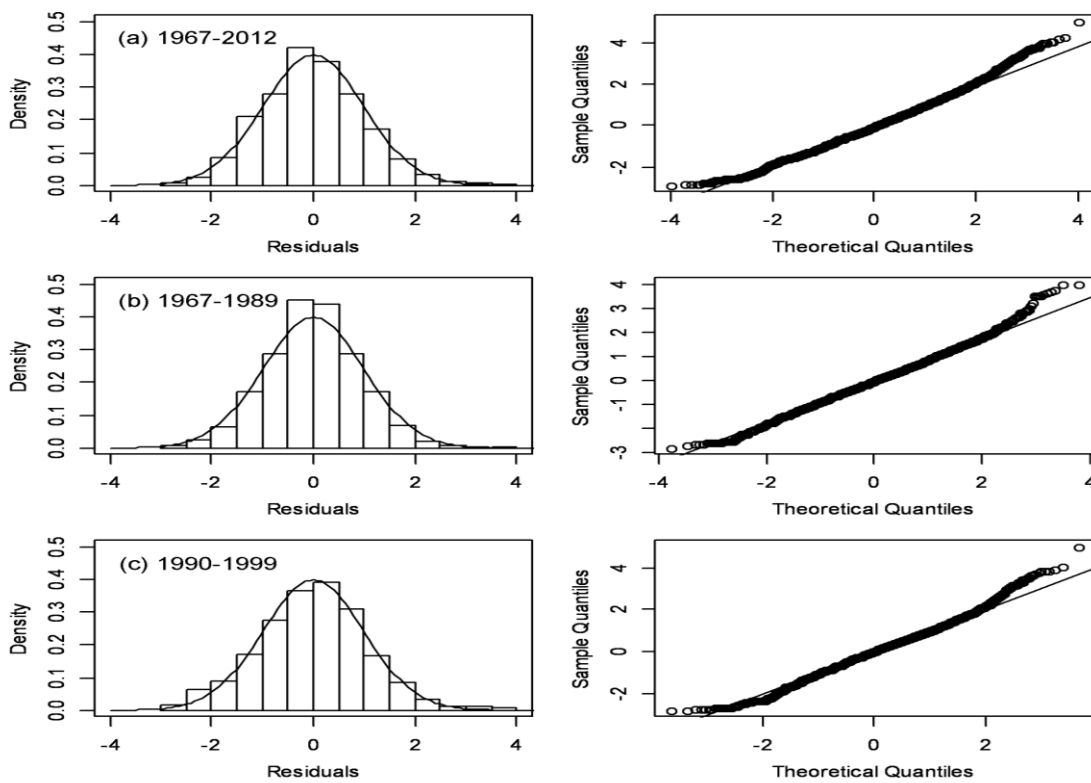
**Figure 2.** Distributions of fishing effort (in hooks) of the Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean for 1967-1979, 1980-1989, 1990-1999, and 2000-2012. The area stratification of the South Atlantic Ocean was used in the GLM.



**Figure 3.** Distributions of nominal CPUE (number of fish caught per 1000 hooks) for swordfish caught in the Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean for 1967-1979, 1980-1989, 1990-1999, and 2000-2012.

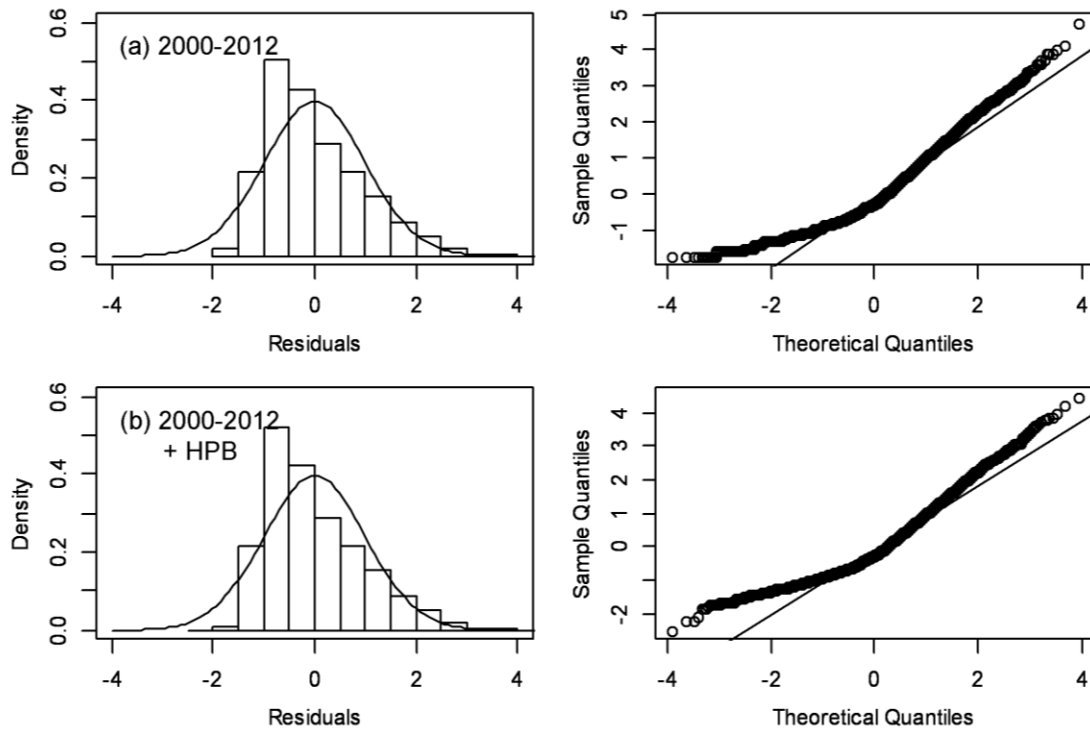


**Figure 4.** Catch ratios of (a) albacore, (b) bigeye tuna, and (c) swordfish caught in the Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean.

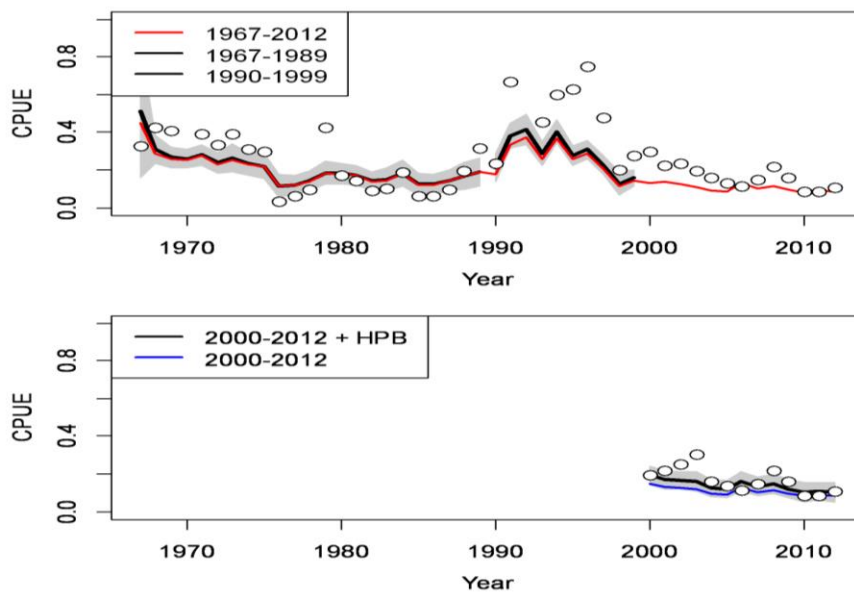


**Figure 5.** Diagnostic plots (residual distributions and Q-Q plots) for the GLM analyses for (a) 1967-2012, (b) 1967-1989, and (c) 1990-1999.





**Figure 6.** Diagnostic plots (residual distributions and Q-Q plots) for the GLM analyses for (a) 2000-2012 and (b) 2000-2012 with hooks per basket (HPB) information.



**Figure 7.** Nominal (open circles) and standardized (lines) CPUE of swordfish caught in the Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean. The shaded areas indicate confidence intervals for the standardized CPUE.

## STOCK ASSESSMENT DIAGNOSTICS FOR NORTH ATLANTIC SWORDFISH

Laurence T. Kell<sup>1</sup>, Josetxu Ortiz de Urbina<sup>2</sup>, Paul De Bruyn<sup>1</sup>

### SUMMARY

*Catch and catch per unit effort are used to fit a biomass dynamic stock assessment model. A variety of diagnostics are then used to check for violations of model assumptions and to explore the information in the data. Potential problems are identified and ways to overcome or avoid them discussed.*

### RÉSUMÉ

*La capture et la capture par unité d'effort sont utilisées pour ajuster un modèle d'évaluation des stocks dynamique de la biomasse. Divers diagnostics sont ensuite utilisés afin de détecter le non-respect des postulats du modèle et d'explorer les informations dans les données. Les problèmes potentiels sont identifiés et les façons de les surmonter sont discutées.*

### RESUMEN

*La captura y la captura por unidad de esfuerzo se usan para ajustar un modelo de evaluación de stock de dinámica de biomasa. A continuación se utilizan diferentes diagnósticos para comprobar infracciones de los supuestos del modelo y explorar información en los datos. Se identifican posibles problemas y se discuten formas de superarlos o evitarlos.*

### KEYWORDS

*Swordfish, ASPIC, Assessment, Biomass Dynamic, Diagnostics, North Atlantic, Likelihood Profiles, Surplus Production*

## 1. Introduction

A range of stock assessment models are used by the SCRS, from biomass dynamic models using catch and effort data with only a few parameters to statistical catch-at-size models with potentially 1000s of parameters. Despite these differences the methods are being used for the same purpose i.e. to estimate population parameters from fisheries dependent data. Therefore the Stock Assessment Methods Working Group (WGSAM) recommended that a common framework be developed to help ensure some consistency across assessment packages when decisions are being made about model choices. A common set of diagnostics that can be used for different stock assessment models were proposed in SCRS2013-36. Here we apply those diagnostics to the North Atlantic swordfish biomass dynamic assessment using ASPIC Prager (1992). The intention is to not provide strict guidelines but to look at some methods that can be used for a range of stock assessment models that use indices of abundance such as Catch per Unit Effort (CPUE) for fitting.

## 2. Materials and methods

A Stock Production Model Incorporating Covariates (ASPIC) is a non-equilibrium implementation of a biomass dynamic model based on surplus production model. ASPIC uses time series of indices of abundance and catch biomass to estimate stock status and uses bootstrapping to construct sampling distribution for a statistic of interest, e.g. stock status, the biomass that would provide the maximum sustainable yield ( $B_{MSY}$  and  $MSY$ ). The model was fit to five time series of catch and catch per unit of effort (CPUE) fisheries data covering 15 distinct fishing fleets. The main assumptions of ASPIC are that population dynamics are surplus production function e.g. Pella and Tomlinson (1969). Where biomass of a stock next year ( $B_{t+1}$ ) as the sum of the biomass this year  $B_t$  less the catch ( $C_t$ ) plus the surplus production ( $P_t$ ) where ( $r$ ) is the intrinsic rate of increase, ( $K$ ) the carry capacity ( $p$ ) the shape of the surplus production function. If  $p < 1$  then the curve is skewed to the left.

<sup>1</sup>ICCAT Secretariat, C/Corazón de María, 8. 28002 Madrid, Spain; Laurie.Kell@iccat.int; Phone: +34 914 165 600 Fax: +34 914 152 612.

<sup>2</sup>Instituto Español de Oceanografía IEO- CO Málaga, Pto. Pesquero s/n, 29640 Fuengirola (Málaga), Spain; urbina@ma.ieo.es; Phone: +34 952 19 71 24 Fax: +34 952 46 38 08.

The dynamics i.e. productivity and reference points and the response of the stock to perturbations, are determined by  $r$  and the shape of the production function  $p$ ; if  $p = 1$  then MSY is found halfway between 0 and  $K$ , as  $p$  increases MSY shifts to the right.

It is also assumed that catches and catch per unit effort (CPUE) are from a single homogeneous stock and that the CPUE represent stock trends in abundance. If there are zero or negative correlations between the indices, then this means that a basic assumption of ASPIC is violated, either because factors other than stock abundance are determining catch rates or that the indices are fishing different stock components.

### 3. Results

A single index of abundance was used, that had been created by combining all fleets using a GLM (SCRS2013/xxx). The combined index as estimated in 2009 (red) and 2013 (blue) are plotted in **Figure 1** for the entire series and from 1980. The error bars are the 10th and 90th confidence intervals. The index is replotted in **Figure 2** since the large values in early part of the series means the recent trends are obscured.

### 4. Crossvalidation

Gelman and Hill [2007] observed that when learning about a method it is convenient to predict outcomes that have already occurred, i.e. so the predictions can be compared to reality. Therefore to evaluate the performance of the 2009 ASPIC to provide advice in the Kobe framework we conduct a cross validation. We do this by taking the 2009 assessment then project the stock using the reported catches up to 2011 and compare the results to the current assessment.

### 5. Results

The assessment results, estimated time series of harvest rate and biomass, along with the reported catch are plotted in **Figure 3**. The main change in the assessment inputs has been in the index, catch has been updated for the recent years.

Three assessment runs are shown i.e. using the i) 2009 index, ii) 2013 index and iii) a retrospective analysis where the 2013 index was truncated to end in 2008. There is a big difference in stock assessment estimates; using the 2013 index results in stock biomass halving and harvest rate doubling. Since stock parameters, i.e. population growth rate ( $r$ ) and virgin biomass ( $K$ ) and reference points also changed the relative values are similar. However, if the assessment in 2009 had been conducted using the 2013 combined index the scientific advice would have been that the stock had not recovered.

**Figure 4** presents the results of the cross validation, where the assessment from 2009 was projected to 2011 for the reported catches and compared to the current assessment.

**Figure 5** shows the profile for  $B_0$ , showing that there is no information on the initial state of the stock in the data.

To check the fits the estimated parameters (MSY and  $K$ ) were profiled for the residual sum of squares for a range of values, **Figures 6, 7 and 8**

**Figure 9** shows Kobe phase plots for the three assessment runs, i.e. for 2009 index, 2013 index and for a retrospective analysis where the 2013 index was truncated to end in 2008

The observed values are plotted against the fitted values in **Figure 10**. ASPIC assumes that an index is proportional to the stock so the points should fall around the  $y = x$  line. However, the points fall below the  $y = x$  line at low stock size and above it at large stock sizes, i.e. the index is not consistent with stock estimates.

## 5.1 Residuals

Inspection of residuals allows a check for violation of models assumptions, e.g. patterns. Therefore the residuals are plotted against year in **Figure 11**, a lowess smoother is also fitted to help identify patterns. ASPIC assumes residuals are normally distributed and that there is no autocorrelation between them, these assumptions are evaluated in **Figures 12 and 13**. The Q-Q plots in **Figure 12** compare a sample of data on the vertical axis to a statistical population on the horizontal axis, in this case a normal distribution. If the points follow a strongly nonlinear pattern this will suggest that the data are not distributed as a standard normal i.e.  $X \sim N(0; 1)$ . Any systematic departure from a straight line may indicate skewness or over or under dispersion. For example in the panel showing the Taiwanese longline suggests that the negative residuals are much greater in magnitude than expected. It is also assumed that variance does not vary with the mean, this assumption is evaluated in **Figure 14** where the residuals are plotted against the fitted values.

Violation of the assumptions about the may result in biased estimates of estimated parameters, reference points and stock trends. In addition variance estimates obtained from bootstrapping assume that residuals are Independently and Identically Distributed (i.i.d.).

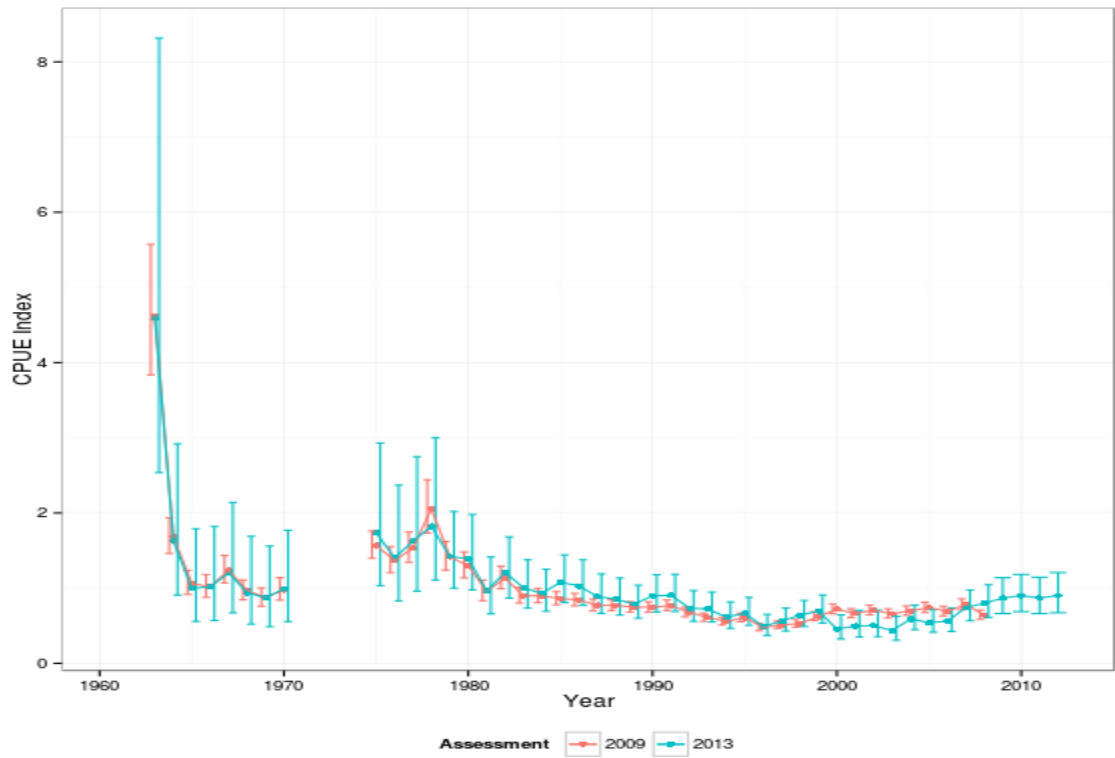
## 6. Discussion and conclusions

This paper presents some diagnostics for CPUE time series. The software is available as an R package (diags). Although the results are from ASPIC, the same plots can be generated for any stock assessment methods that uses fits to CPUE series for calibration. The paper was not intended to be used as a check list but an example of what to look at, how to do it, potential problems, consequences and how to overcome, but even better to avoid them, i.e. the intention is not to provide strict guidelines but to look at some methods that can be used for a range of stock assessment models that use indices of abundance such as Catch per Unit Effort (CPUE) for fitting.

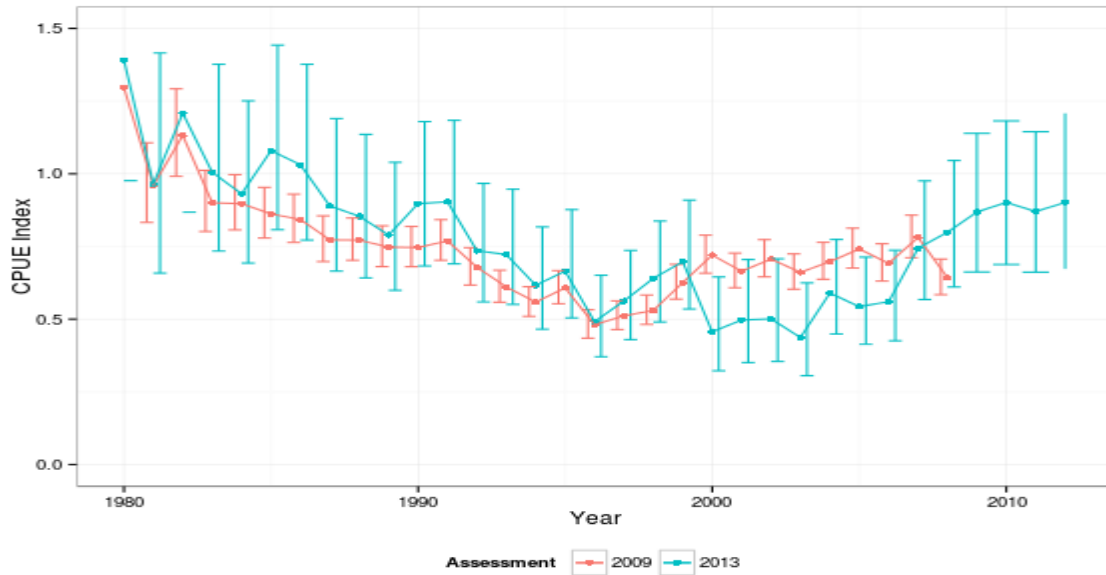
It was seen that the biggest difference between the 2009 and 2013 assessment was due to the change in the CPUE series used.

## Bibliography

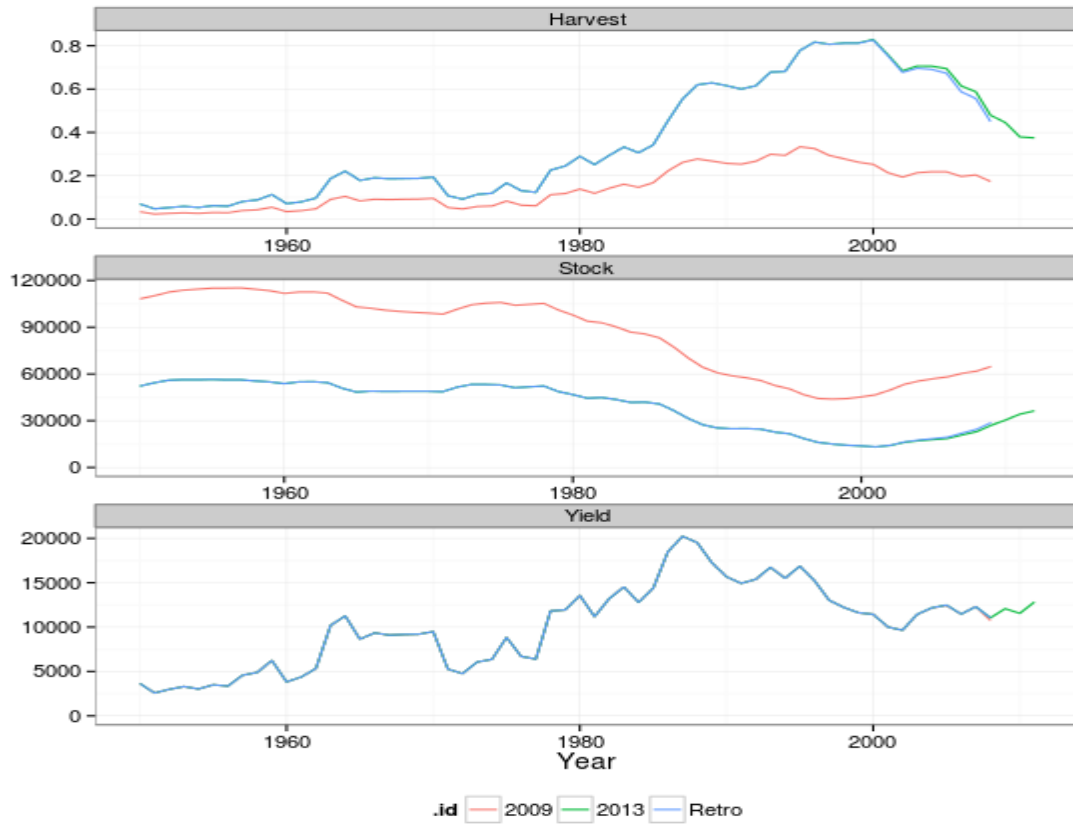
- A. Gelman and J. Hill. Data analysis using regression and multilevel/hierarchical models, volume Analytical methods for social research. Cambridge University Press, New York, 2007.
- M. Prager. Aspic-a surplus-production model incorporating covariates. Coll. Vol. Sci. Pap., Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas (ICCAT), 28:218{229, 1992.



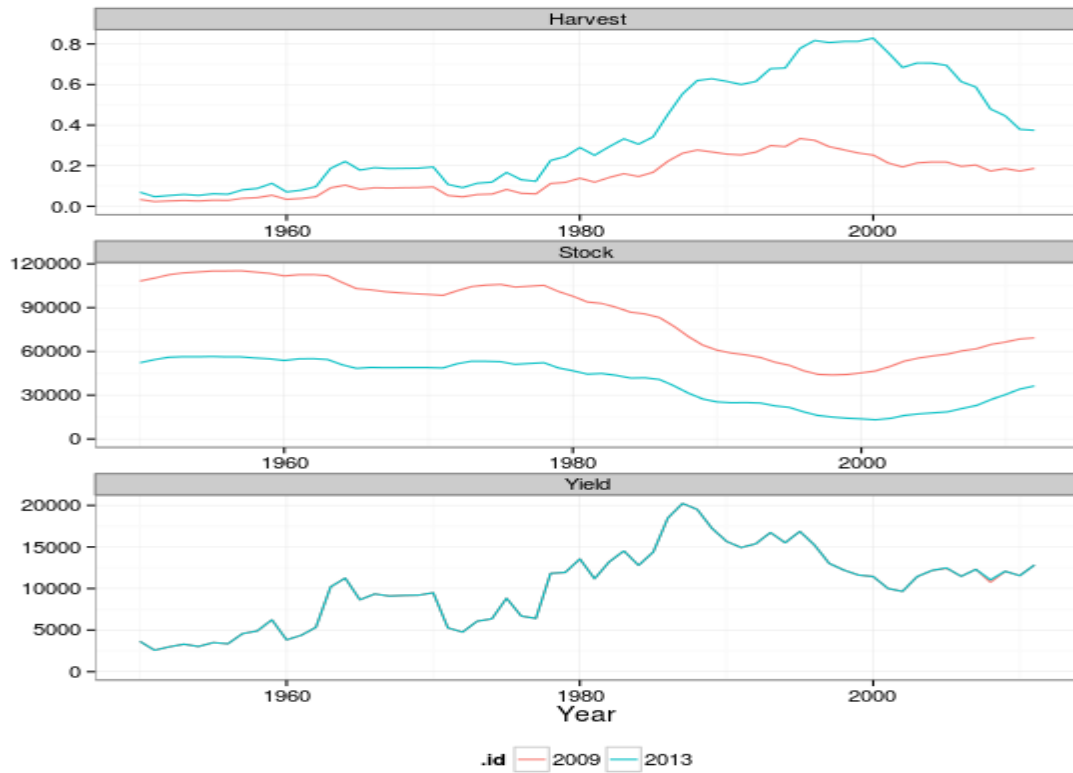
**Figure 1.** Combined index of abundance as estimated in 2009 (red) and 2013 (blue), error bars are the 10th and 90th Confidence Intervals.



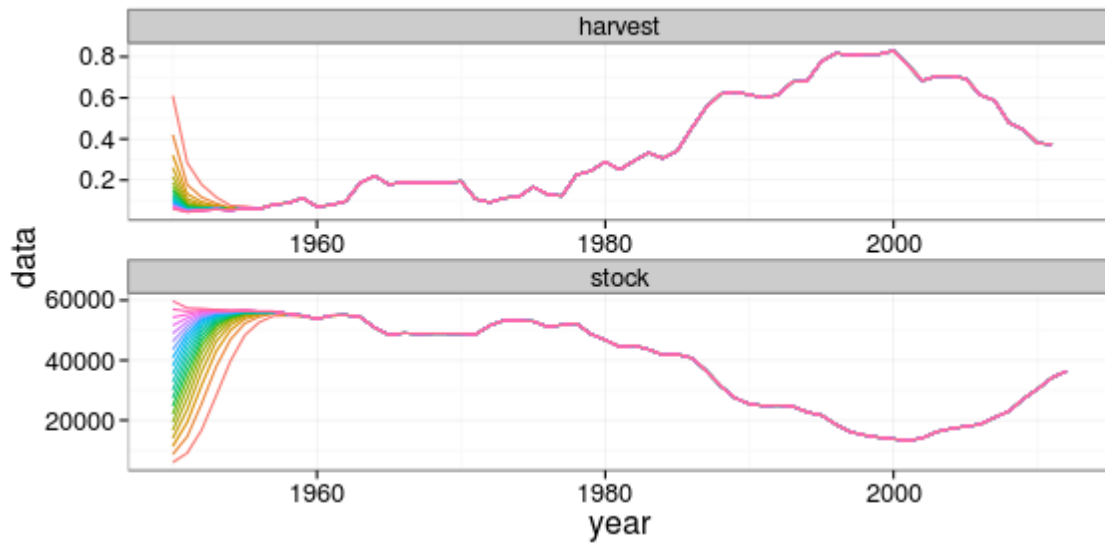
**Figure 2.** Combined index of abundance from 1980 onwards as estimated in 2009 (red) and 2013 (blue), error bars are the 10th and 90th Confidence Intervals



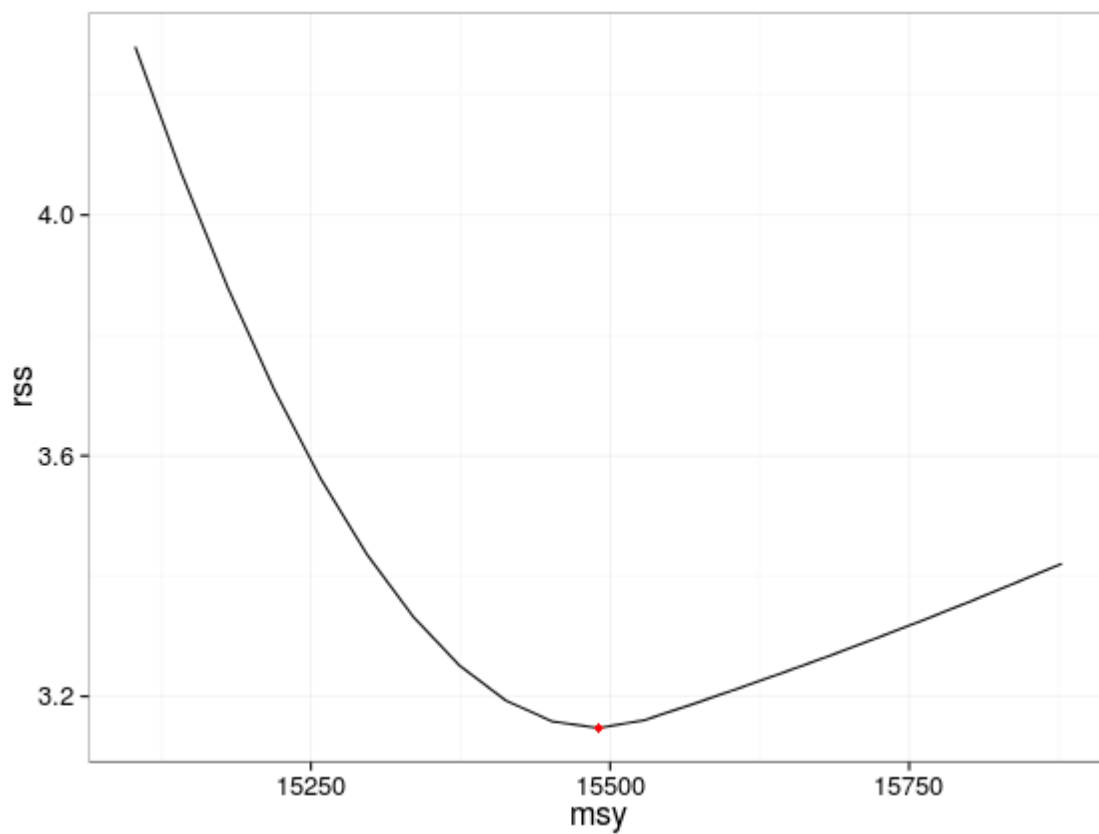
**Figure 3.** Historic time series of harvest rate, stock biomass and yield for the three assessment runs, i.e. for 2009 index, 2013 index and for a retrospective analysis where the 2013 index was truncated to end in 2008.



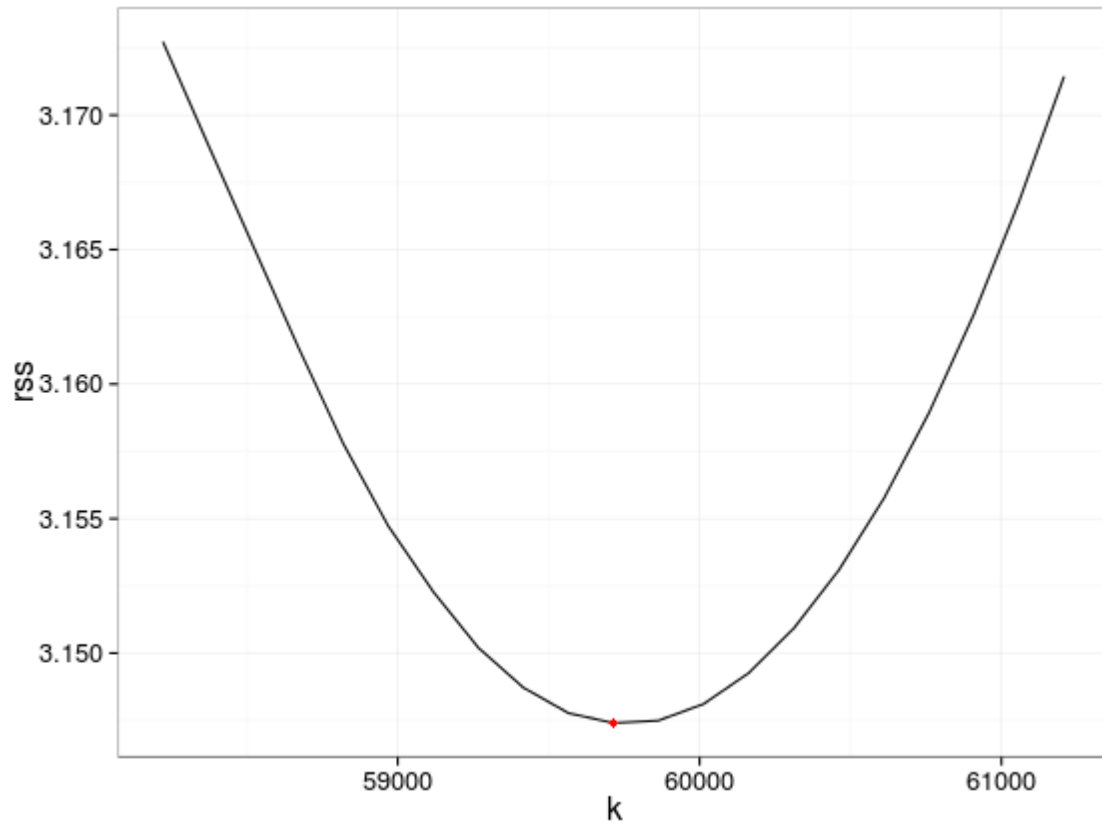
**Figure 4.** Crossvalidation, i.e. projection of the 2009 assessment using reported catches; time series of harvest rate, stock biomass and yield.



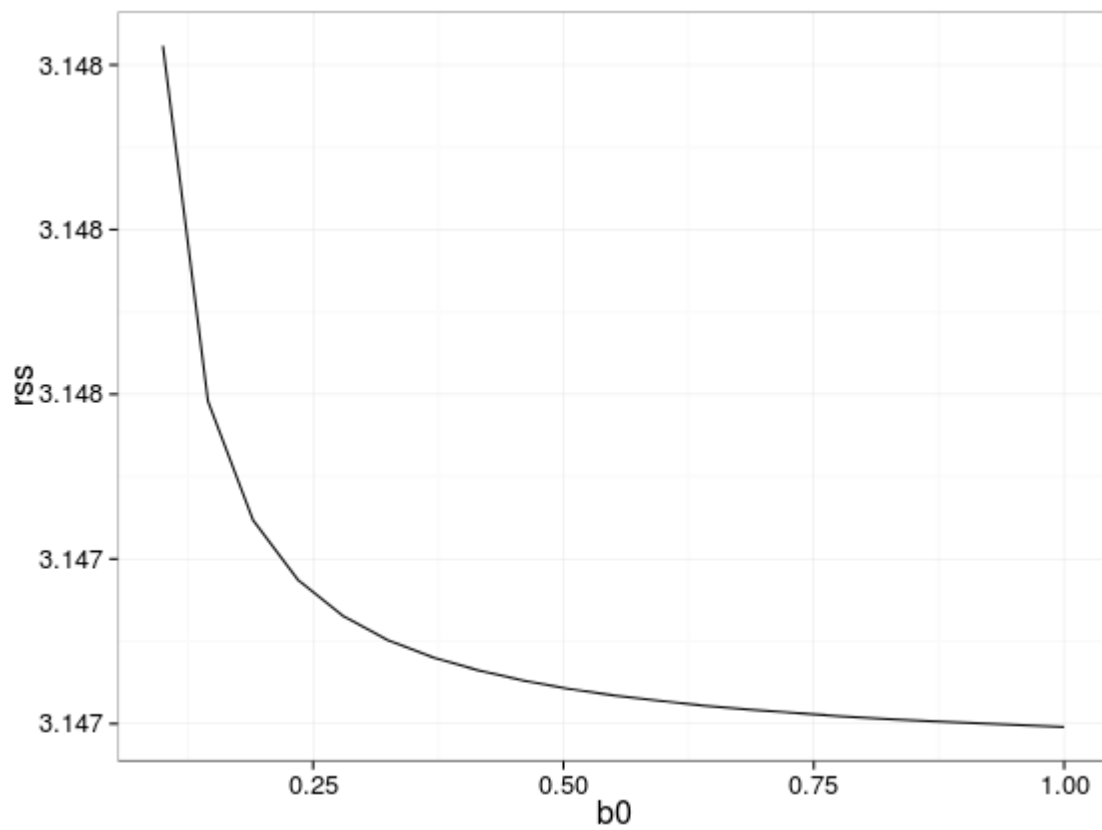
**Figure 5.** Time series of harvest rate and stock biomass for different values of  $B_0$ .



**Figure 6.** Residual sum of squares profile for MSY the assessment using the 2013 index.

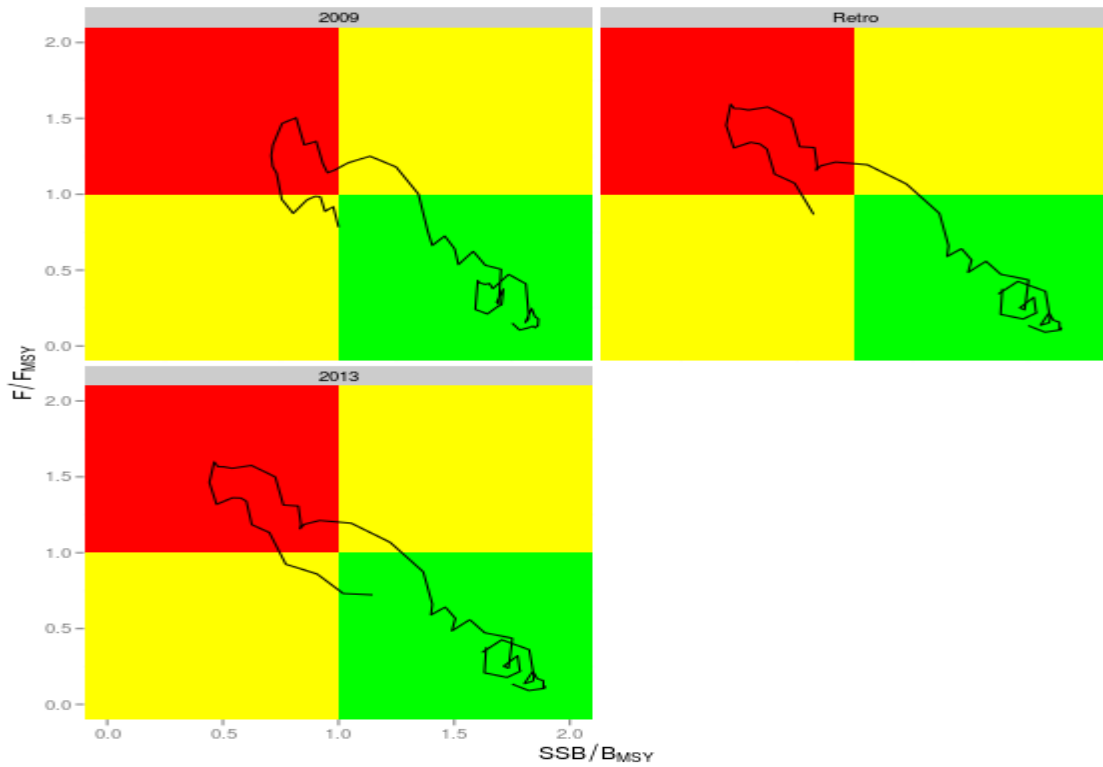


**Figure 7.** Residual sum of squares profile for  $K$  the assessment using the 2013 index.

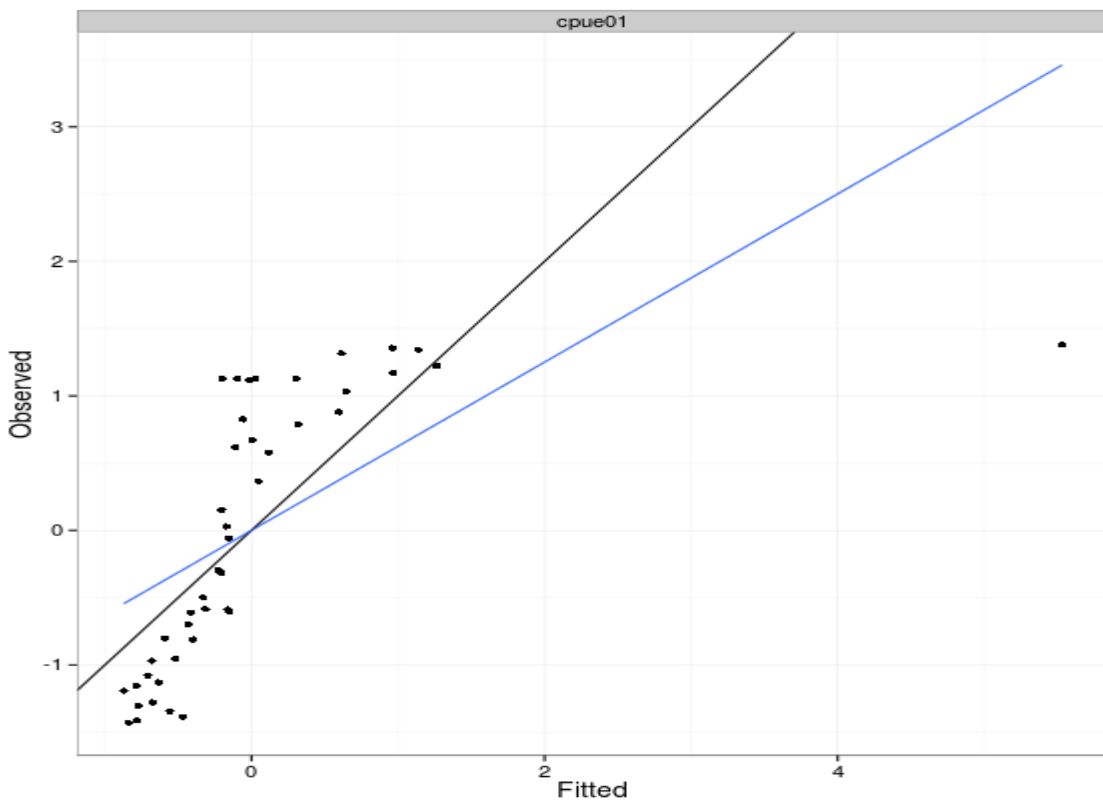


**Figure 8.** Residual sum of squares profile for  $B_0$  the assessment using the 2013 index.





**Figure 9.** Kobe phase plot for the three assessment runs, i.e. for 2009 index, 2013 index and for a retrospective analysis where the 2013 index was truncated to end in 2008.



**Figure 10.** Observed CPUE versus fitted, blue line is a linear regression fitted to points, black the  $y=x$  line.

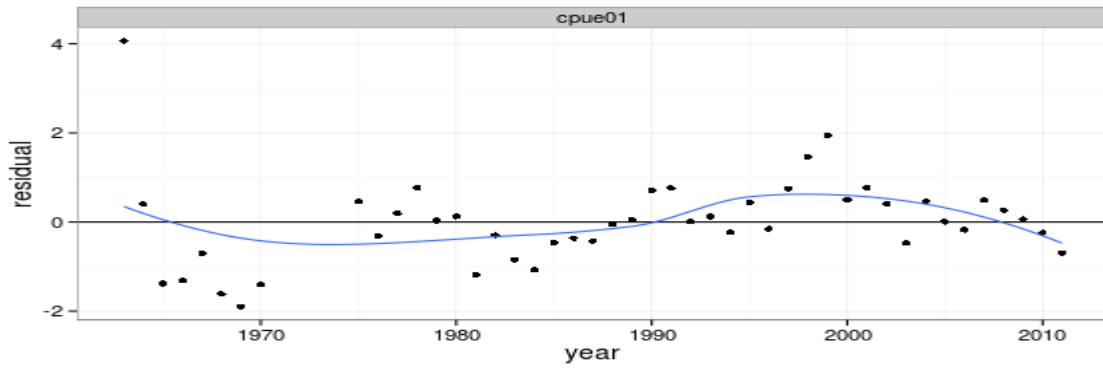


Figure 11. Residuals by year, with lowess smoother.

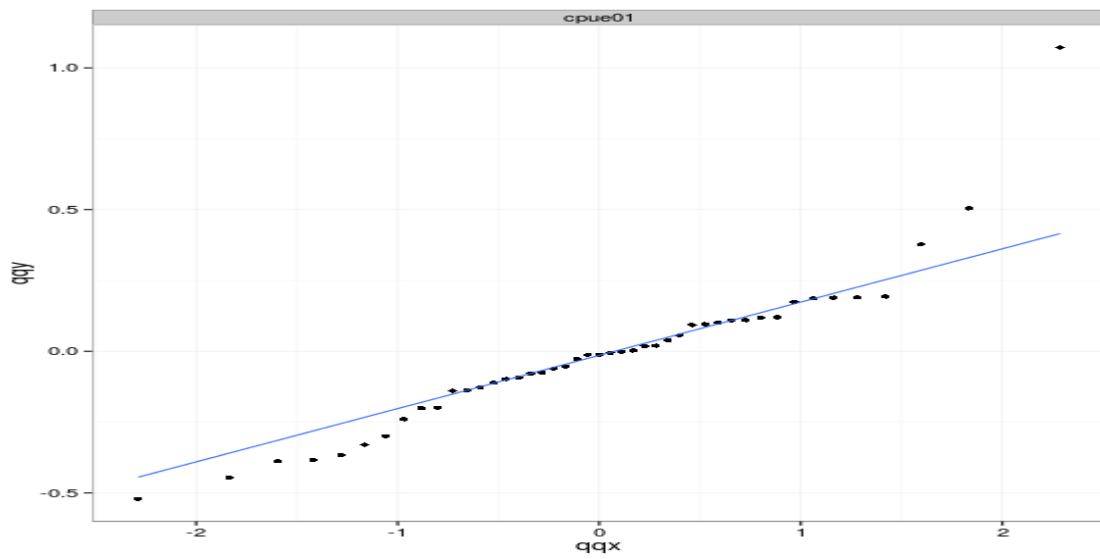


Figure 12. Quantile-quantile plot to compare residual distribution with the normal distribution.

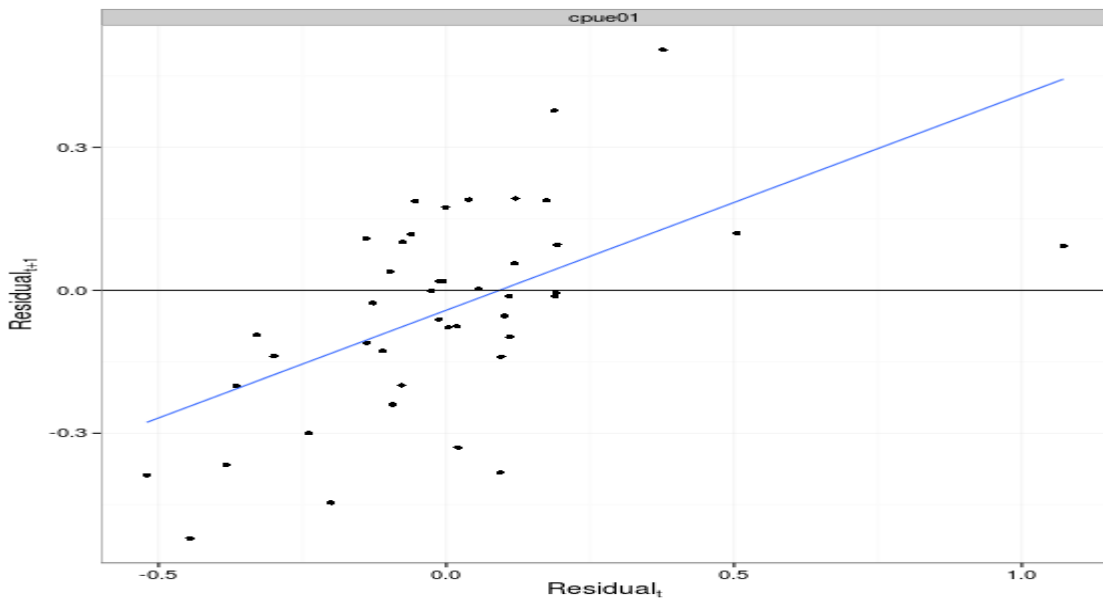
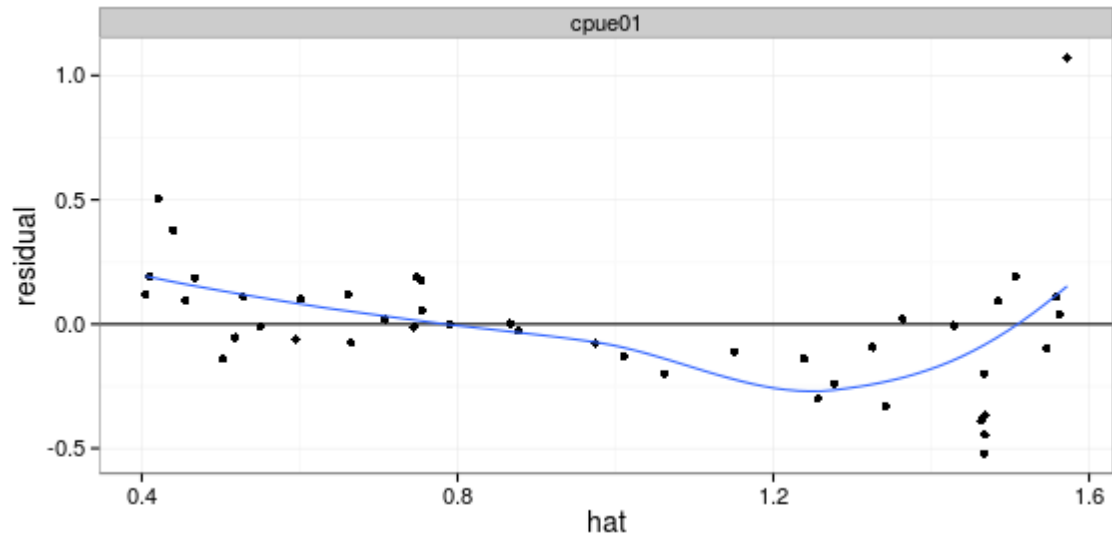


Figure 13. Plot of autocorrelation, i.e. residual<sub>t+1</sub> versus residual<sub>t</sub>.



**Figure 14.** Plot of residuals against fitted value, to check variance relationship.

## STOCK ASSESSMENT DIAGNOSTICS FOR SOUTH ATLANTIC SWORDFISH

Laurence T. Kell<sup>1</sup>, Josetxu Ortiz de Urbina<sup>2</sup>, Paul De Bruyn<sup>1</sup>

### SUMMARY

*Catch and catch per unit effort are used to fit a biomass dynamic stock assessment model. A variety of diagnostics are then used to check for violations of model assumptions and to explore the information in the data. Potential problems are identified and ways to overcome or avoid them discussed.*

### RÉSUMÉ

*La capture et la capture par unité d'effort sont utilisées pour ajuster un modèle d'évaluation des stocks dynamique de la biomasse. Divers diagnostics sont ensuite utilisés afin de détecter le non-respect des postulats du modèle et d'explorer les informations dans les données. Les problèmes potentiels sont identifiés et les façons de les surmonter sont discutées.*

### RESUMEN

*La captura y la captura por unidad de esfuerzo se usan para ajustar un modelo de evaluación de stock de dinámica de biomasa. A continuación se utilizan diferentes diagnósticos para comprobar infracciones de los supuestos del modelo y explorar información en los datos. Se identifican posibles problemas y se discuten formas de superarlos o evitarlos.*

### KEYWORDS

*Swordfish, ASPIC, Assessment, Biomass Dynamic, Diagnostics, South Atlantic, Likelihood Profiles, Surplus Production*

## 1. Introduction

A range of stock assessment models are used by the SCRS, from biomass dynamic models using catch and effort data with only a few parameters to statistical catch-at-size models with potentially 1000s of parameters. Despite these differences the methods are being used for the same purpose i.e. to estimate population parameters from fisheries dependent data. Therefore the Stock Assessment Methods Working Group (WGSAM) recommended that a common framework be developed to help ensure some consistency across assessment packages when decisions are being made about model choices. Therefore a set of common diagnostics were presented at the working group on stock assessment to help stock assessment working groups compare fits within and between stock assessment packages. In this paper we apply these diagnostics as part of the North Atlantic swordfish biomass dynamic assessment. The same diagnostics were used for the Northern and Southern Atlantic albacore and the Northern swordfish stocks. The paper is intended to an example of what to look at, how to do it, potential problems, consequences and how to overcome and avoid them. It is not intended to provide strict guidelines but to present methods that can be used for a range of stock assessment models that use indices of abundance such as Catch Per Unit Effort (CPUE) for fitting.

## 2. Materials and methods

### 2.1. Stock assessment assumptions

A Stock Production Model Incorporating Covariates (ASPIC) is a non-equilibrium implementation of a biomass dynamic model based on surplus production model. ASPIC uses time series of indices of abundance and catch biomass to estimate stock status and uses bootstrapping to construct sampling distribution for a statistic of interest, e.g. stock status, the biomass that would provided the maximum sustainable yield ( $B_{MSY}$  and  $MSY$ ). The model was fit to five time series of catch and catch per unit of effort (CPUE) fisheries data covering 15 distinct fishing fleets. The main assumptions of ASPIC are that population dynamics are surplus production function e.g. Pella and Tomlinson (1969). Where biomass of a stock next year ( $B_{t+1}$ ) as the sum of the biomass this year  $B_t$  less the catch ( $C_t$ ) plus the surplus production ( $P_t$ ) where ( $r$ ) is the intrinsic rate of increase, ( $K$ ) the carry capacity ( $p$ ) the shape of the surplus production function. If  $p < 1$  then the curve is skewed to the left.

<sup>1</sup>ICCAT Secretariat, C/Corazón de María, 8. 28002 Madrid, Spain; Laurie.Kell@iccat.int; Phone: +34 914 165 600 Fax: +34 914 152 612.

<sup>2</sup>Instituto Español de Oceanografía IEO- CO Málaga, Pto. Pesquero s/n, 29640 Fuengirola (Málaga), Spain; urbina@ma.ieo.es; Phone: +34 952 19 71 24 Fax: +34 952 46 38 08.

The dynamics i.e. productivity and reference points and the response of the stock to perturbations, are determined by  $r$  and the shape of the production function  $p$ ; if  $p = 1$  then MSY is found halfway between 0 and  $K$ , as  $p$  increases MSY shifts to the right.

It is assumed that catches and catch per unit effort (CPUE) is proportional to stock abundance and catches are from a single homogeneous stock. The data used are those compiled from the last stock assessment. If there are zero or negative correlations between the indices, then this means that a basic assumption of ASPIC is violated, either because factors other than stock abundance are determining catch rates or that the indices are fishing different stock components.

## 2.2. Methods

A non-equilibrium production model was fitted to the input data from the last assessment using ASPIC (A Stock Production Model Incorporating Covariates, Prager, 1992). ASPIC uses time series of indices of abundance and catch biomass to estimate stock status and uses bootstrapping to construct sampling distribution for a statistic of interest, e.g. stock status, the biomass that would provided the maximum sustainable yield (BMSY and MSY).

We fitted the data using ASPIC by fixing the values of  $K$  and MSY over a grid, plots of the residual sum of squares were then used to compare the plausibility of the different values of  $K$  and MSY given the data.

## 3. Results

Two indices of abundance are available, i.e. the long-line fleets of Uruguay and Spain, **Figure 1**. ASPIC assumes that CPUE time series provide information on trends in abundance. Therefore if there is no correlation or a negative correlation between the indices then there will be problems when fitting ASPIC, therefore the two indices are plotted against each other in **Figure 2**.

It was not possible to estimate both MSY and  $K$  due to the conflicting information in the CPUE time series. Fixing MSY and estimating  $K$  caused  $K$  to hit an the upper bound; fixing  $K$  caused MSY to hit the lower bound. Therefore instead first MSY and  $K$  were both fixed and the residual sum of squares estimated for a grid of MSY and  $K$ . The profiles for the residual sum of squares for MSY are plotted in **Figure 3** and for  $K$  in **Figure 4**, the lines represent fixed values of  $K$  in the MSY plot and MSY in the  $K$  plots.

In **Figure 5** a profile is plotted for MSY for single value of  $K$ , while in **Figure 6** the profile is plotted for  $K$  for single value of MSY. These plots showed that there is little information in the CPUE data to allow MSY and  $K$  to be estimated and catch alone is insufficient to determine MSY and  $K$ .

By looking at the results from other ASPIC assessments it can be seen that using catch alone allows the relationship between  $r$  and  $K$  to be determined but not for either to be estimated independently.

In **Figures 7 and 8**  $r$  is plotted against  $K$  on the log scale. **Figure 8** is from the North Atlantic Albacore assessment, where points are the 7 scenarios (points) used by the group. While **Figure 7** is based on the profiling of North Atlantic swordfish, i.e. by fixing  $K$  at a range of values (points).

## 4. Discussion and conclusions

The assessment had problems in finding a solution (i.e. it did not converge);  $K$  tending to infinity and MSY to 0. The analysis also showed that the two fleets give alternative stock hypotheses, i.e. one suggests that MSY is very low and  $K$  very high and that catches are explainable by mining of the stock; the other suggests the stock is very productive. The catch data alone appeared to fix the relationship between  $r$  and  $K$ , however it insufficient alone to estimate either parameter. To find a solution requires an informative index of abundance, to fix parameters are use Bayesian priors.

## Bibliography

- Pella, J. and Tomlinson, P. (1969). A generalized stock production model. Inter-American Tropical Tuna Commission.
- M. Prager. Aspic-a surplus-production model incorporating covariates. Coll. Vol. Sci. Pap., Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas (ICCAT), 28:218{229, 1992.
- SCRS/2009/016, Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 1-123 (2010) REPORT OF THE 2009 ATLANTIC SWORDFISH STOCK ASSESSMENT SESSION (Madrid, September 7 to 11, 2009).
- L. Kell, I. Mosqueira, P. Grosjean, J. Fromentin, D. Garcia, R. Hillary, E. Jardim, S. Mardle, M. Pastoors, J. Poos, *et al.* Flr: an open-source framework for the evaluation and development of management strategies. ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil, 64(4):640, 2007.

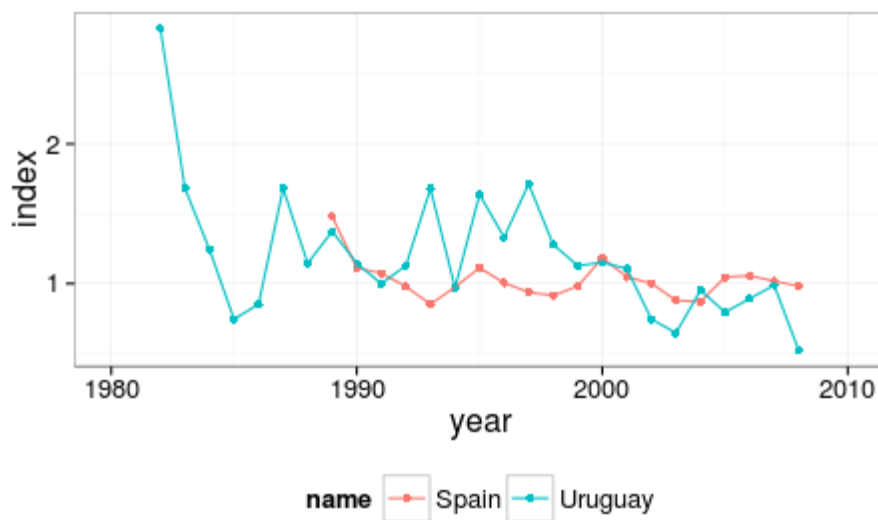


Figure 1. Indices of abundance.

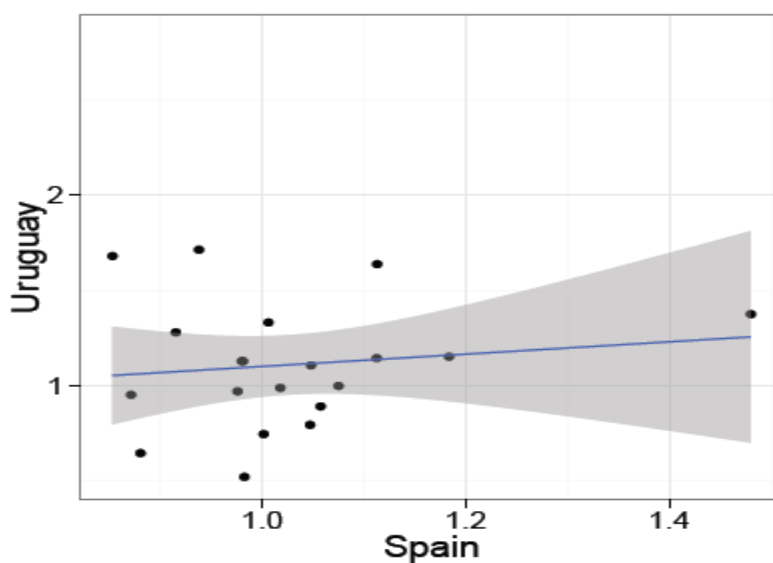


Figure 2. Correlation between indices.

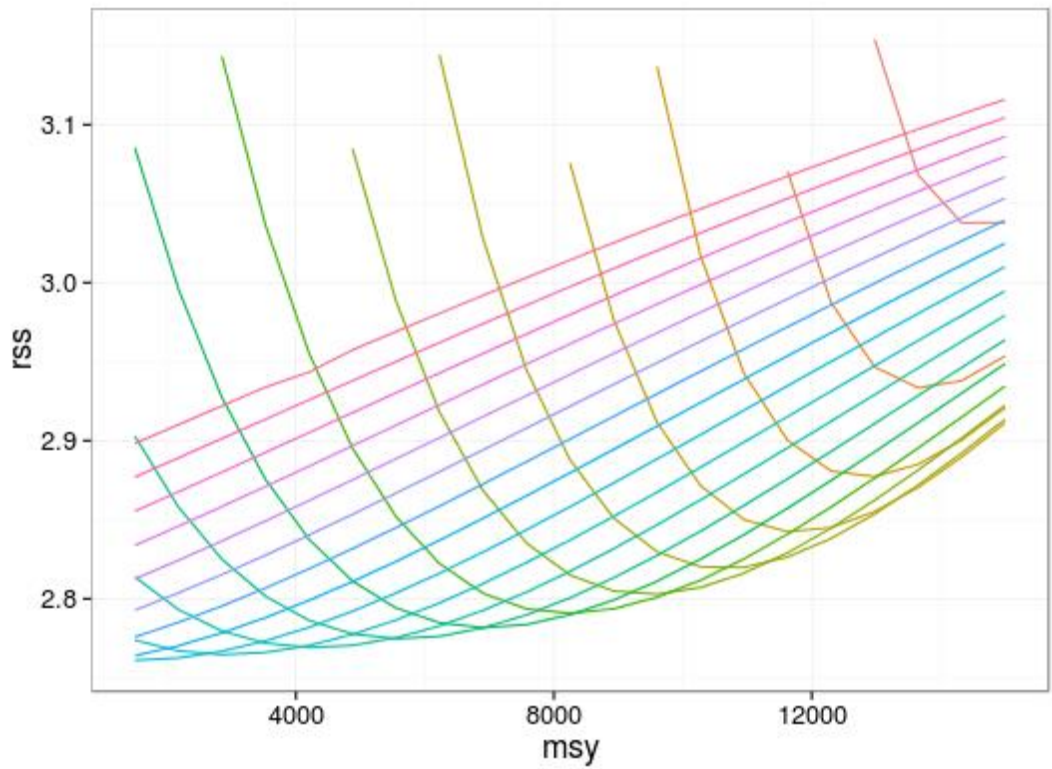


Figure 3. Profiles of residual sum of squares for MSY.

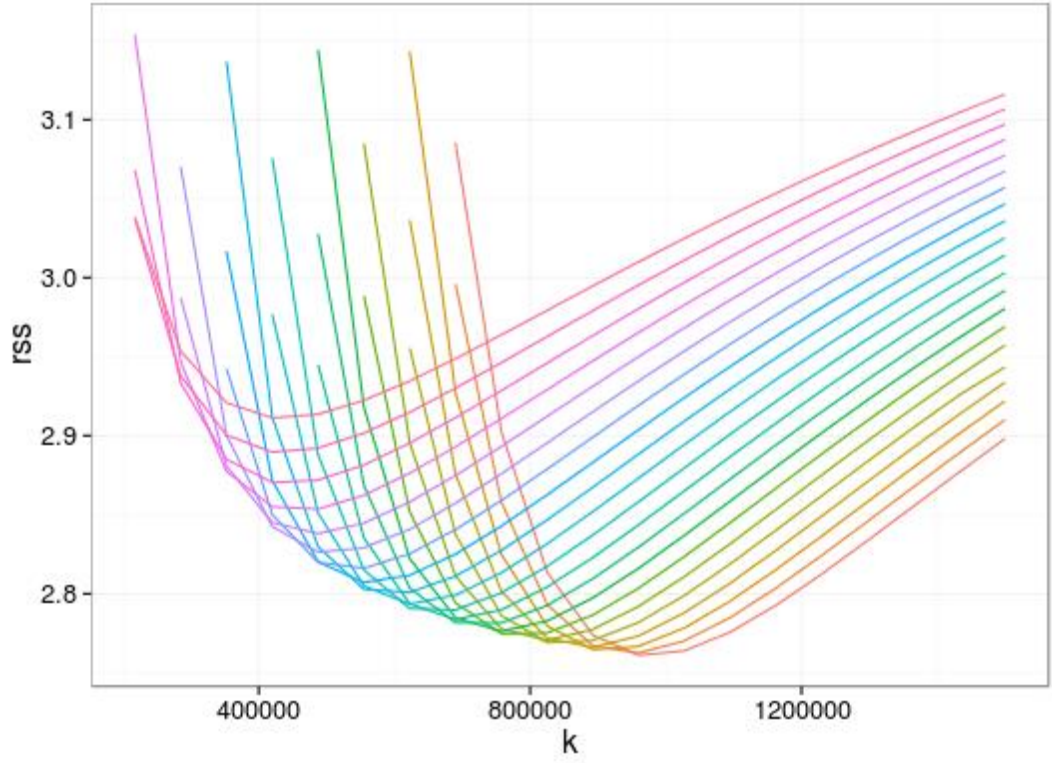
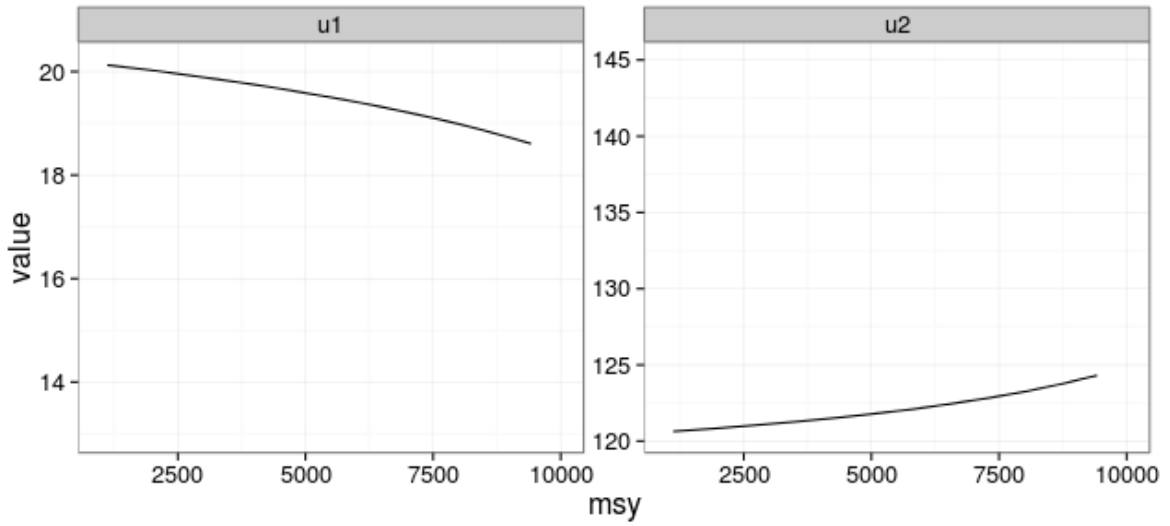
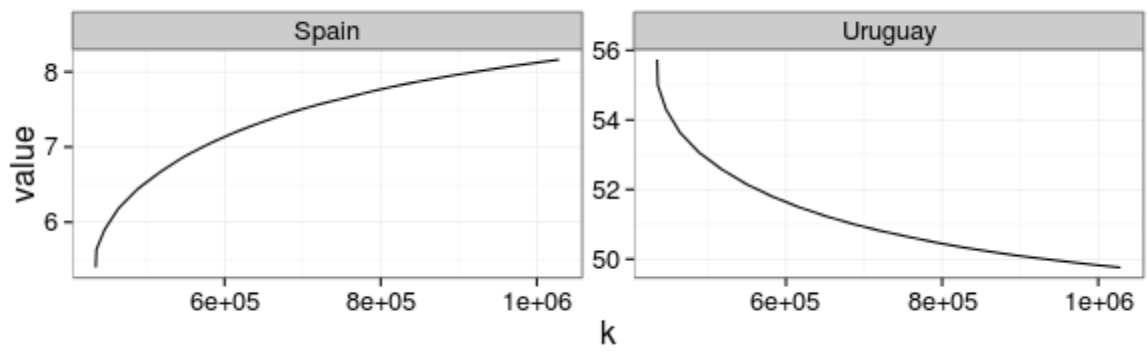


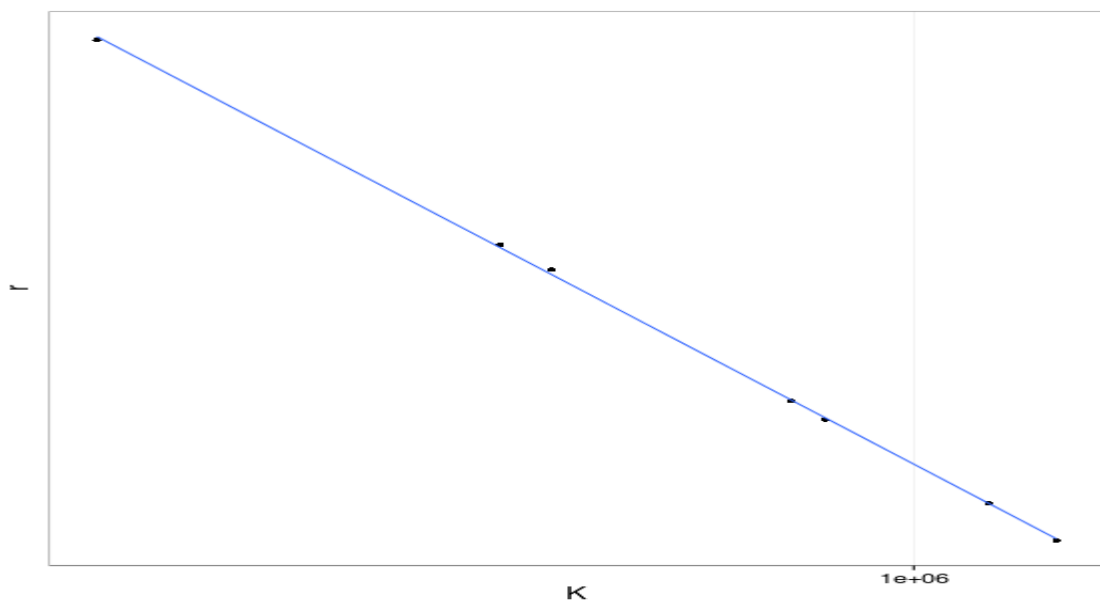
Figure 4. Profiles of residual sum of squares for K.



**Figure 5.** Profiles of residual sum of squares by index for MSY.

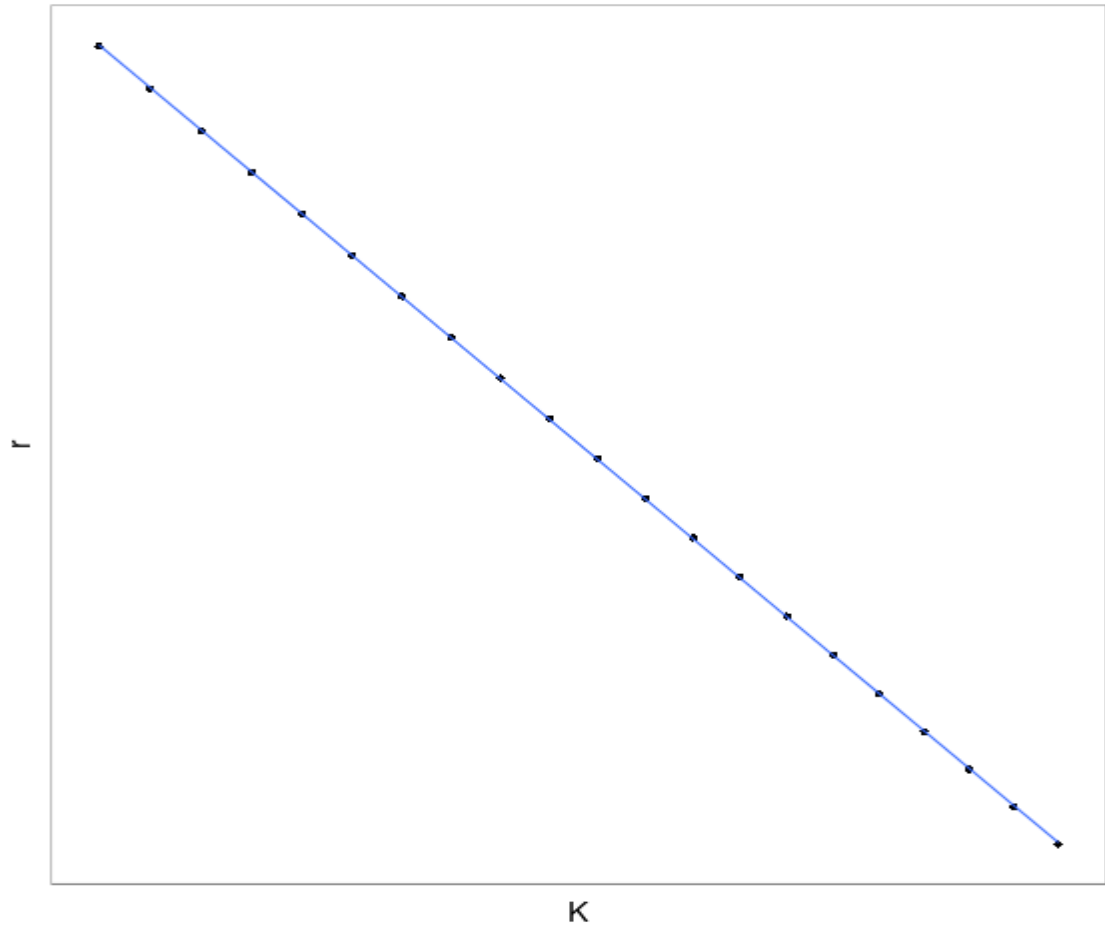


**Figure 6.** Profiles of residual sum of squares by index for K.



**Figure 7.** Plot of  $r$  versus  $K$  on the log scale from the North Atlantic Albacore assessment, points are the 7 scenarios used by the group.





**Figure 8.** Plot of  $r$  verse  $K$  on the log scale from the likelihood profiling of  $K$  for North Atlantic swordfish, points are the fixed values of  $K$ .

**STANDARDISATION OF THE CATCH-PER-UNIT-EFFORT FOR  
SWORDFISH (*XIPHIAS GLADIUS*) CAUGHT BY THE SOUTH  
AFRICAN PELAGIC LONGLINE FLEET (1998 – 2012)**

West, W.<sup>1</sup>, Kerwath, S<sup>1,2</sup>, Winker, H.<sup>2</sup>, and Smith, C.<sup>1</sup>

SUMMARY

*A pelagic longline sector targeting swordfish is a relatively new venture for South Africa. The CPUE series for swordfish, expressed in number of fish per 1000 hooks, was standardised using a negative binomial GLM for swordfish caught from 1998 to 2012 by local and foreign vessels in the ICCAT region (<20°E) of South Africa. The explanatory variables included year (15), month (12), total number of hooks per set, catch location (6), flag (4), target (3), vessel name (28) and vessel size (LOA). Total deviance explained by the model was 40.73%, 22.20% and 20.64% of which was explained by total number of hooks per set and by flag. Vessel size and target had the least explanatory power. A standardised CPUE was generated and the trend indicated a decline in abundance from 1998 to 2000, where it has stabilised with small declines since. Improvements in the model includes adjusting the boundary between the Atlantic and Indian Oceans that better reflects the transition between the Atlantic and Indian Ocean swordfish stocks. Targeting based on cluster analysis of species would be a further improvement on the method.*

RÉSUMÉ

*Le secteur palangrier pélagique ciblant l'espadon est une initiative relativement nouvelle pour l'Afrique du Sud. La série de CPUE pour l'espadon, exprimée en nombre de poissons pour 1.000 hameçons, a été standardisée à l'aide d'un GLM binomial négatif pour l'espadon capturé de 1998 à 2012 par des navires locaux et étrangers dans la zone de l'Afrique du Sud relevant de l'ICCAT (<20°E). Les variables explicatives incluaient année (15), mois (12), nombre total d'hameçons par opération, lieu de la capture (6), pavillon (4), cible (3), nom du navire (28) et taille du navire (LOA). La déviance totale expliquée par le modèle s'élevait à 40,73%, dont 22,20% et 20,64% ont été expliqués par le nombre total d'hameçons par opération et par pavillon. La taille du navire et la cible avaient le moins de puissance explicative. Une CPUE standardisée a été créée et la tendance a indiqué une chute de l'abondance de 1998 à 2000, puis une stabilisation de celle-ci avec de légères baisse depuis lors. Au nombre des améliorations apportées au modèle, on peut citer l'ajustement de la délimitation entre les océans Atlantique et Indien qui reflète mieux la transition entre les stocks d'espadon de l'océan Atlantique et de l'océan Indien. Un autre moyen d'améliorer la méthode consisterait à réaliser un ciblage basé sur l'analyse par grappes des espèces.*

RESUMEN

*El sector de palangre pelágico que se dirige al pez espada es una iniciativa relativamente nueva para Sudáfrica. La serie de CPUE para el pez espada, expresada en número de ejemplares por 1.000 anzuelos, se estandarizó utilizando un GLM binomial negativo para el pez espada capturado desde 1998 a 2012 por buques locales y extranjeros en la región de ICCAT (<20°E) de Sudáfrica. Las variables explicativas fueron año (15), mes (12), número total de anzuelos por lance, localización de la captura (6), pabellón (4), objetivo (3), nombre del buque (28) y tamaño del buque (LOA). La desviación total explicada por el modelo fue de 40,73%. De esta el 22,20% y 20,64% se explicaba por el número total de anzuelos por lance y por pabellón. El tamaño del buque y la especie objetivo tenían la potencia explicativa más baja. Se generó una CPUE estandarizada y la tendencia indicaba un descenso en la abundancia desde 1998 a 2000, año en el que se estabilizó y, a partir de entonces, tuvo pequeños descensos. Las mejoras en el modelo consistieron en ajustar la delimitación entre los*

<sup>1</sup>Department of Agriculture, Forestry and Fisheries, Private Bag X2, Roggebaai 8012, Cape Town, South Africa.  
Email: WendyW@daff.gov.za

<sup>2</sup>Zoology Department, University of Cape Town, Private Bag X3, Rondebosch 7701, South Africa.

*océanos Atlántico e Índico que refleja mejor la transición entre los stocks de pez espada del Atlántico y del Índico. La estrategia de pesca basada en un análisis de conglomeración sería una mejora adicional al método.*

#### KEYWORDS

*Swordfish, Xiphias gladius, Standardised CPUE, Pelagic longline, GLM, Negative binomial*

### 1. Introduction

Commercial longlining for tuna in South Africa has been documented since the 1960's with catches reaching ~2000 MT. Southern bluefin tuna and albacore comprised the bulk of the catch. The fishery ceased to exist after the mid 1960's, as a result of a poor market for low quality bluefin and albacore tuna landed by South African fishers. Interest to target tuna with longline gear re-emerged in 1995 when a joint venture with a Japanese vessel confirmed that tuna and swordfish could be profitably exploited within South Africa's waters. 30 experimental longline permits were issued in 1997 to target tuna. The main purpose of this fishery was to develop a catch performance for South Africa such that South Africa could receive quotas from the Regional Fisheries Management Organisations (RFMOs). Longlining for swordfish has led to sharp declines in swordfish abundance in South Africa's EEZ. Swordfish is generally (though not exclusively) targeted by the smaller (20 – 30m) South African vessels whilst the foreign vessels target tunas (bigeye and yellowfin).

A total of 50 long-term (10 year) rights were made available at the end of 2005; 17 rights were issued to the swordfish-directed fishery and 26 to the tuna-directed fishery (1 right = 1 vessel). Fewer swordfish-directed rights were made available to reduce the fishing pressure on swordfish. Large pelagic catches improved to > 3 500 t in 2005 with the assistance of foreign flag charters. However, none of the foreign flagged vessels (e.g. Japan, Korea, Seychelles and St. Vincent) reflagged to South African and as a result no further provision was made for the use of foreign flag charters in 2006. Consequently large pelagic catches declined to < 500 t. In 2007 foreign flagged vessels were allowed to fish in South Africa yet again to, a) improve the South Africa's catch performance, b) to transfer skills to South African crew and c) to eventually reflag South African. To date, there are on average 10 – 15 foreign-flagged vessels taking out permits to fish in South Africa each year.

Within the pelagic longline fishery blue sharks *Prionace glauca* and mako sharks *Isurus oxyrinchus* are considered valuable bycatch species. When long-term rights were issued in 2005 the intention was to terminate the targeting of pelagic sharks by amalgamating the directed shark fishers into the tuna and swordfish longline fishery with incentives toward increasing catches of swordfish. However, due to an administrative oversight the pelagic shark directed fishery were granted exemptions to permit conditions allowing them to target shark. Even though the rights holders fishing under the exemption were amalgamated into the tuna and swordfish fishery in April 2011 they continue to target pelagic sharks.

Initially, fishing effort was concentrated along the western edge of the Agulhas Bank and slowly spread to include the west coast of South Africa and the Mid-Atlantic Ridge by 2001. In addition, fishing effort expanded to the east coast of South Africa towards the end of 2001 with the development of fish and ice processing facilities at Richard's Bay. Swordfish is generally targeted in the South West Indian Ocean region (20° – 30°S, 30° – 40°E) and along the west coast of South Africa at the continental edge (30° – 35°S, 15° – 18°E). For the purposes of this study for ICCAT, only data west of 20° east longitude was used in the standardisation (**Figure 1**).

This is the first time a standardised catch-per-unit-effort will be conducted for swordfish caught in the South African pelagic longline fishery. The South African vessels are heavily reliant on swordfish for the industry to survive. A standardised CPUE for South Africa and its contribution towards the stock assessment will aid towards better management and conservation of the resource.

#### 1.1 Catch limitations

From the start of the fishery a size limitation of 125 cm LJFL and 25kg (whole weight) was enforced, until 2005 when that was reduced to 119cm LJFL and 18kg (dressed weight) to minimise dumping at sea. All undersize swordfish are confiscated by the Fishery Control Officers/Monitors who are required to monitor all discharges of longline vessels fishing on a South African permit.

During the experimental phase of the fishery South Africa established a self-imposed quota limit of 1000 t until 2002. South Africa was excluded from the sharing arrangement for south Atlantic swordfish and had not been granted a swordfish allocation for the ICCAT convention area. A further restriction was that swordfish may not exceed 15% of the total catch per landing. The intention of these restrictions was to prevent the development of a swordfish fishery in the ICCAT convention area. Strict enforcement of this by-catch limit in the South African EEZ during 1998 and 1999 had forced many of the South African fishers to land their catches in ports of neighbouring countries. Furthermore, and very importantly, it was later discovered through import statistics from the United States that the 15% by-catch limit on swordfish had vessels declaring swordfish catch as tunas (bigeye and yellowfin). Without properly established monitoring and compliance at the start of the fishery this misreporting and underreporting went unnoticed.

South Africa was issued with quota limits for swordfish from 2003. The quota limits have ranged between 890t and 1200t and the current quota is 1001t for 2013. South Africa has not been limited by this quota and the annual catches in most recent years are around 200t, far from reaching the quota limits.

## **2. Methods**

### **2.1 Data collection**

Since the inception of the experimental fishery in 1997, the collection of catch statistics data has been a mandatory requirement for pelagic longline vessels of all nationalities fishing with a South African permit. The vessels are required to fill in logbooks onboard and submit the data monthly. All pelagic longline data have been stored and managed in a dedicated database. Since this is a relatively new fishery refining the type of data collected is an ongoing process. Over the years additional fields of data have been included to facilitate analyses.

### **2.2 Data filtering and variables**

The management boundary between ICCAT and the Indian Ocean Tuna Commission (IOTC) falls along the 20°East. As such, all data  $\leq 20^\circ$ East were excluded from the analysis. The data was cleaned of erroneous data explained by obvious data entry errors.

Vessels that had been fishing for fewer than 4 years were excluded from the analysis. A majority (76%) of the swordfish was caught by the vessels that had been fishing for 4 or more years. By excluding these vessels, the variation from intermittent fishing over short periods has been minimised.

#### *Month (factor)*

Month was included as opposed to quarter, which was a collinear variable. The degree of seasonality of the fishery, especially from the arrival and departure of foreign vessels during winter (April to October), is to be tested.

#### *Flag (covariate)*

The four nationalities included in the analysis were South Africa, Japan, Seychelles and St. Vincent. Korea had minimal fishing activity (81 sets) in the ICCAT region over the analysis period and was removed from the analysis.

#### *Target (covariate)*

The vessels have one of three targets- swordfish, tuna or pelagic shark (blue and mako sharks) - as is stipulated in the permit for which they apply for every year. The target for each vessel remains the same throughout the time period. The vessels do not tend to change their target once they have obtained the skill set.

#### *Vessel name (covariate)*

The individual vessel identity through the vessel name was included as a measure of skill and skipper experience. Even though this is a relatively new fishery for South Africa, the skill level among local and foreign vessels can vary. Within the local fleet the ability to capture swordfish varies. It can be argued that the explanatory power of individual vessels is captured in the variables Flag and Vessel size. In a future analysis, vessel name could be included as a random effect.

### *Vessel size (covariate)*

The vessel size was included as length overall (LOA) (m) as opposed to gross tonnage. The number of crew was not chosen to represent vessel capacity as these are unreliable data.

### *Catch location (covariate)*

The latitude and longitude at the start of each the set was used to denote the catch location. Catch location was used as categorical variable with 6 levels. Three latitudinal zones: north west (<33°S, ≤5°E), north middle (<33°S, 6-13°E) and north east (<33°S, ≥14°E). Three longitudinal zones: south west (≥33°S, ≤5°E), south middle (≥33°S, 6-13E) and south east (≥33°S, ≥14°E).

### *Hook number (covariate)*

The total number of hooks for each set was included as an indication of the length of the longline. Data on the number of hooks per basket have not been collected.

The percentage of missing data removed for each variable was <1% for latitude, longitude and number of hooks, respectively, and 1.3% for Korean data. The final dataset included a total of 6990 sets from June 1998 to December 2012.

Variables that could not be included because of a lack of data were buoy line length, hook line/branch line length, the percentage of hooks with light sticks, the use of a line setter, type of bait, sea surface temperature (SST) and soak time (time from start of set to time of hauling start). Either these data were only captured from 2004 onwards or the data were not collected by the vessels on their catch statistics forms. The capture of other species was not included as additional variable as this information is thought to be included in the co-variate 'target'. The other large pelagic species caught by pelagic longline are similar to swordfish and including these species may take away from the year effect (Maunder and Punt, 2004).

No interaction terms were included in this analysis though it may be useful to test the interaction of, i) flag and target and ii) flag and vessel size in future analyses.

## **2.3 Model**

The swordfish catch (number of fish per 1000 hooks) was modelled with a negative binomial distribution to account for the over-dispersed catch data (variance, 56.9, was much greater than the mean, 5.1).

The variables and the most parsimonious model were selected through a stepwise selection using the Bayesian Information Criterion (BIC) (Schwarz, 1978) to assess whether the inclusion of additional variables improved the model. The final model:

$$Y = \text{year} + \text{month} + \text{hooknr} + \text{catchlocation} + \text{flag} + \text{target} + \text{vesselname} + \text{vesselsize}$$

where the response variable ( $Y$ ) is the catch (number) of swordfish per 1000 hooks. The explanatory variables are year (*year*), month (*month*), total number of hooks per set (*hooknr*), the catch location zone (*catchlocation*), the vessel nationality (*flag*), the target (*target*), the vessel name (*vesselname*) and the LOA of the vessel (*vesselsize*).

The model was run using the *glm.nb()* function with the package *pscl* (Jackman, 2012) in version 2.15.1 of R software (R Core Team, 2013).

## **3. Results**

**Table 1** summarises the number of observed vessels, nationalities, sets and hooks for the time series. **Table 2** indicates that St. Vincent fished off South Africa at the start of the fishery until 2009. Seychelles was present from 2001 to 2009 and Japan has increased their presence in the ICCAT region (as opposed to their preferred IOTC side of South Africa to target yellowfin and bigeye) since 2007.

The deviance analysis for the step-wise regression procedure showed that all of the variables considered were significant and the total deviance explained by the model was 40.73% (**Table 3**). The factors *hooknr* and *flag* explained the largest proportion of the total deviance explained by the model, whereas vessel *length* and *target* had the least effect.

The normalised nominal CPUE does not differ much from the normalised standardised CPUE (**Table 4** and **Figure 2**). The standardised CPUE (**Figure 3**) indicates high abundance in 1998 and 1999 at the start of the fishery. Catches decline from 1998 to 2000 but stabilise on a low level thereafter.

**Table 5** shows the predictor dataset for the standardised CPUE.

#### 4. Discussion

At the start of the fishery from 1997 until 1999, monitoring of catches during offloading in port and the placement of observers on local and foreign longline vessels was not yet well established. Underreporting of catches would lead to an even steeper decline in standardised CPUE during these years; hence the validity of the analysis from 1998 to 2000 has to be carefully scrutinised. Additionally, the reporting of catch statistics from multiple vessels for entire trips was far below 100% coverage, providing us with fewer data to analyse. Overall, we do believe that the trend witnessed in the standardised CPUE reflects the change in abundance quite accurately.

The CPUE has not reached the same level as 1998 and from 2000 the abundance trend has been declining slowly. Swordfish are oceanic species but are known to occur in coastal waters (Collette, 1995). Swordfish are known for having localised sub-populations that will remain in particular locations driven by environmental conditions (Muths *et al.* 2013, in the south west Indian Ocean) based around food availability (e.g. seamounts) (Campbell and Hobday, 2003). The older mature individuals will migrate seasonally to the spawning grounds and will head back to these areas thereafter (Poisson, 2009). Swordfish in these sub-populations are vulnerable to overfishing due to this type of residency. And if swordfish have a replenishment rate that is slower than the rate they are being removed, then the sub-populations will decline. The higher abundance and subsequent decline witnessed in 1998 and 1999 for South Africa has also been witnessed at the 'Brisbane grounds' in Australia's dedicated swordfish fishery from 1997 onwards (Campbell and Hobday, 2003).

Fleets that are restricted to coastal communities and target swordfish are sensitive to and vulnerable to changes in abundance. The stock assessment could indicate an under exploited or optimally exploited stock for the entire region overall yet the coastal communities display a different story. This should be kept in mind when running stock assessment models.

The big old fat fecund female fish (BOFFFF) hypothesis proposed by Berkley *et al.* (2004) implies that older females produce more and better quality offspring as they age. Removing older larger females that congregate in the sub-populations and that produce more offspring than younger females has an impact on the region and overall productivity in the stock.

In addition to the above hypothesis, South Africa is in the southern range limit for coastal swordfish (Itano, 2011) bringing forth a further challenge for the waters around South Africa to repopulate. The South African vessels have remained in the coastal regions without extending their effort to the high seas because their vessels are not large enough (20 – 30m LOA) or well equipped enough to venture further.

The other major fleets (e.g. Japan, Brazil, Spain, Uruguay) catching swordfish in the south Atlantic are targeting tunas with swordfish as by-catch. Their abundance curves are erratic as these vessels fish in the high seas, as opposed to South Africa's protracted coastal region, in targeting tunas (ICCAT, 2012).

The possibility that a change in regional environmental and/or oceanographic conditions cannot be ruled out as an explanation for the decrease in abundance (e.g. Podesta *et al.*, 1993; Bigelow *et al.*, 1999, Damalas *et al.*, 2007).

The variable *hooknr* indicates that fewer hooks increase the CPUE. The idea that there is a finite number of swordfish available in the area and, regardless of the number of hooks placed in the water, more than what is present cannot be caught. The same applies for soak time where beyond a certain point, the soak time does not

matter. The hook numbers had a bimodal distribution of either around 1500 hooks or around 3000 hooks set. The greater number of hooks did not improve the chances of catching more swordfish.

For the variable *flag*, 'South Africa' had the greatest positive influence on the CPUE. This is significant since South Africa is new to this fishery. This result indicates that even though foreign vessels also had a positive influence on the swordfish CPUE, the local knowledge and consistent presence of South African vessels in the area had a greater impact on the CPUE and deviance explained than the level of experience of foreign vessels.

The 20°E boundary, where all data east of 20° meridian was excluded from the analysis, was applied to the data since that is the management boundary between ICCAT and IOTC. However, for a standardised CPUE where we want to model the abundance, the model should incorporate a boundary that better indicates the separation between east and west. There is evidence to suggest that the swordfish caught in the ICCAT have movements between the Indian Ocean based upon a transition zone between 17° and 23° east (Muths *et al.*, 2013) and this is currently being explored further. Until we have evidence such as genetics or boundary movement data to indicate the type of transition zone between the ICCAT and IOTC stocks, we could utilise a visual boundary in future analyses based on the distribution of fishing effort and CPUE.

The zero-inflated negative binomial model would be better suited for future analyses to accommodate the large number of zeroes in the catch data. Interaction terms including month, year and area would be worth testing in future analyses since a characteristic of pelagic longline vessels is to follow these open ocean migrants. A further improvement would be the incorporation of targeting based on a cluster analysis of catch data of all reported species (Hazin *et al.*, 2007).

## References

- Abid, N. and Idrissi, M. 2006. ICCAT Manual. Chapter 2.1.9: Swordfish. URL [http://www.iccat.es/Documents/SCRS/Manual/CH2/2\\_1\\_9\\_SWO\\_ENG.pdf](http://www.iccat.es/Documents/SCRS/Manual/CH2/2_1_9_SWO_ENG.pdf).
- Berkeley, S.A., Chapman, C. and Sogard, S. 2004 Maternal age as a determinant of larval growth and survival in a marine fish, *Sebastes melanops*. *Ecology*, 85: 1258–1264.
- Bigelow, K. A., Hoggs, C. B. and He, X. 1999. Environmental effects on swordfish and blue shark catch rates in the US North Pacific longline fishery. *Fisheries Oceanography*, 8(3): 178-198.
- Campbell, R. and Hobday, A. 2003. Swordfish- Seamount- Environment- Fishery Interactions off Eastern Australia. CSIRO Division of Marine Research, Hobart, Australia. 16th Meeting of the Standing Committee on Tuna and Billfish, BBRG3. Noumea, New Caledonia.
- Collette, B. B. 1995. Xiphiidae. Peces espada. Guia FAO para Identificación de Especies para los Fines de la Pesca. Pacifico Centro-Oriental. In W. Fischer, F. Krupp, W. Schneider, C. Sommer, K.E. Carpenter and V. Niem (eds.). FAO, Rome. 3: 1651-1652.
- Damalas, D., Megalofonou, P. And Apostolopoulou, M. 2007. Environmental, spatial, temporal and operational effects on swordfish (*Xiphias gladius*) catch rates of eastern Mediterranean Sea longline fisheries. *Fisheries Research*, 84: 233-246.
- Hazin, H. G., Hazin, F., Travasso, P., Carvalho, F. C. And Erzini, K. 2007. Standardization of swordfish CPUE series caught by Brazilian longliners in the Atlantic Ocean, by GLM, using the targeting strategy inferred by cluster analysis. *Collective Volume of Scientific Papers, ICCAT*, 60(6): 2039-2047.
- ICCAT. 2012. Report of the Standing Committee on Research and Statistics. 1st – 5th October, Madrid, Spain. 153 pp.
- Itano, D. 2011. Life history, habitat and Fisheries Overview (University of Hawaii). U.S. West Coast Swordfish Workshop: Working Towards Sustainability, May 10th – 11th, San Diego, California.
- Jackman, S. 2012. Package pscl: Classes and Methods for R Developed in the Political Science Computational Laboratory, Stanford University. Department of Political Science, Stanford University. Stanford, California. R package version 1.04.4. URL <http://pscl.stanford.edu/>.
- Muths, D., Grewe, P., Jean, C. and Bourjea, J. 2009. Genetic population structure of the swordfish (*Xiphias gladius*) in the southwest Indian Ocean: Sex-biased differentiation, congruency between markers and its incidence in a way of stock assessment. *Fisheries Research*, 97(3): 263-269.

- Podesta, G. P., Browder, J. A. and Hoey, J. J. 1993. Exploring the association between swordfish catch rates and thermal fronts on U. S. longline grounds in the western North Atlantic. *Continental Shelf Research*, 13 (2/3), 253-277.
- Poisson, F. and Fauvel, C. 2009. Reproductive dynamics of swordfish (*Xiphias gladius*) in the southwestern Indian Ocean (Reunion Island). Part 2: fecundity and spawning pattern. *Aquatic Living Resources*, 22:59-68.
- R Core Team. 2013. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.
- Schwarz, G. 1978. Estimating the dimension of a model. *Ann. Stat.* 6: 461-464.



**Table 1.** A summary of the total number of sets, number of vessels, number of nationalities and number of hooks set per year from 1998 – 2012.

<i>Year</i>	<i>Total number of sets</i>	<i>Number of vessels</i>	<i>Number of nationalities</i>	<i>Total number of hooks</i>
1998	122	6	2	101735
1999	207	7	2	187718
2000	477	9	2	584585
2001	770	13	3	935630
2002	631	11	3	914392
2003	512	11	3	706346
2004	385	8	3	563542
2005	368	6	2	517988
2006	309	9	3	446230
2007	391	10	4	658524
2008	409	11	4	695805
2009	709	15	4	1099626
2010	637	18	2	1059903
2011	677	15	2	965153
2012	385	11	2	508757

**Table 2.** The number of longline sets made per year for South Africa, Japan, Seychelles and St. Vincent from 1998 – 2012 in the ICCAT region.

<i>Year</i>	<i>South Africa</i>	<i>Japan</i>	<i>Seychelles</i>	<i>St. Vincent</i>	<i>Total</i>
1998	80			42	122
1999	188			19	207
2000	234			243	477
2001	587		19	164	770
2002	357		101	173	631
2003	289		127	96	512
2004	175		132	78	385
2005	281			87	368
2006	239		18	52	309
2007	157	76	97	61	391
2008	151	72	125	61	409
2009	405	118	130	56	709
2010	479	158			637
2011	610	67			677
2012	367	18			385
<b>Total</b>					<b>6989</b>

**Table 3.** The statistics of the negative binomial model fit for swordfish caught by pelagic longline off South Africa (1998-2012). The terms were added sequentially, first to last. All factors contributed significantly to the total deviance explained.

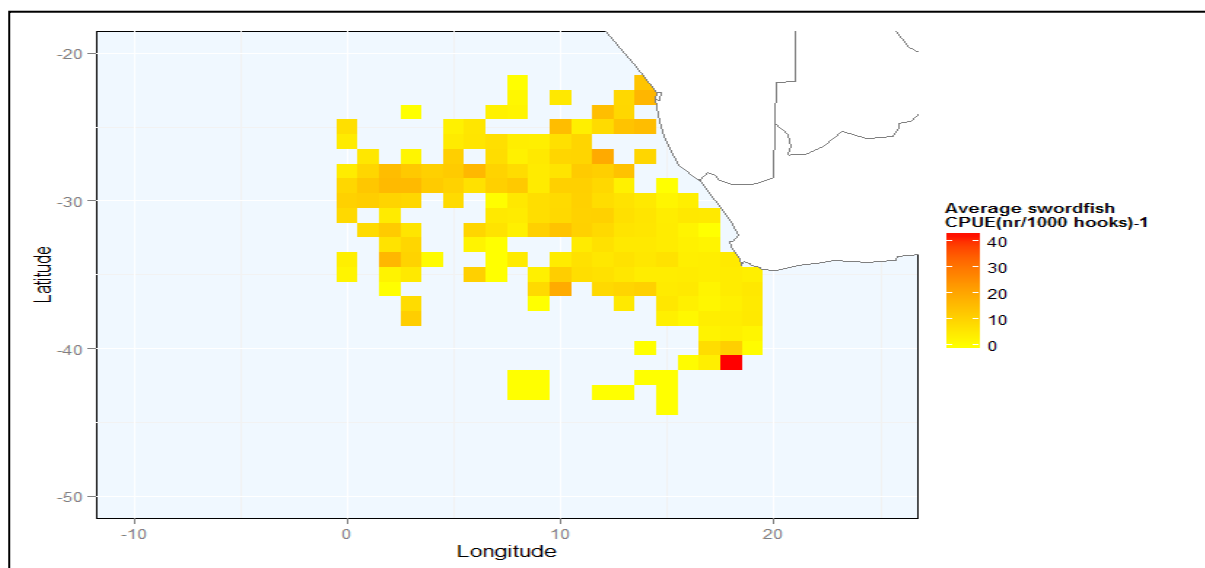
<i>Parameter</i>	<i>Res. d.f.</i>	<i>d.f.</i>	<i>AIC</i>	$\Delta$ <i>AIC</i>	<i>Res.Dev.</i>	$\Delta$ <i>Dev</i>	<i>% explained</i>	<i>p</i>
NULL	6988		37612		13142.5			
LENGTH	6987	1	37607	-5	13128.9	-14	0.25	***
HOOKNR	6986	1	36917	-690	11940.7	-1188	22.20	***
TARGET	6984	2	36740	-177	11636.9	-304	5.68	***
FLAG	6981	3	35970	-770	10532.2	-1105	20.64	***
CATCHLOCATION	6947	5	35505.8	-464	9842.5	-690	12.89	***
VESSELNAME	6936	29	35171.1	-335	9332.8	-510	9.52	***
MONTHNAME	6922	11	34793.1	-378	8854.3	-479	8.94	***
YEAR	6676	14	33857.1	-936	7789.9	-1064	19.89	***
% deviance explained							<b>40.73</b>	

**Table 4.** Results of the standardised CPUE for swordfish caught by pelagic longline off South Africa (1998-2012).

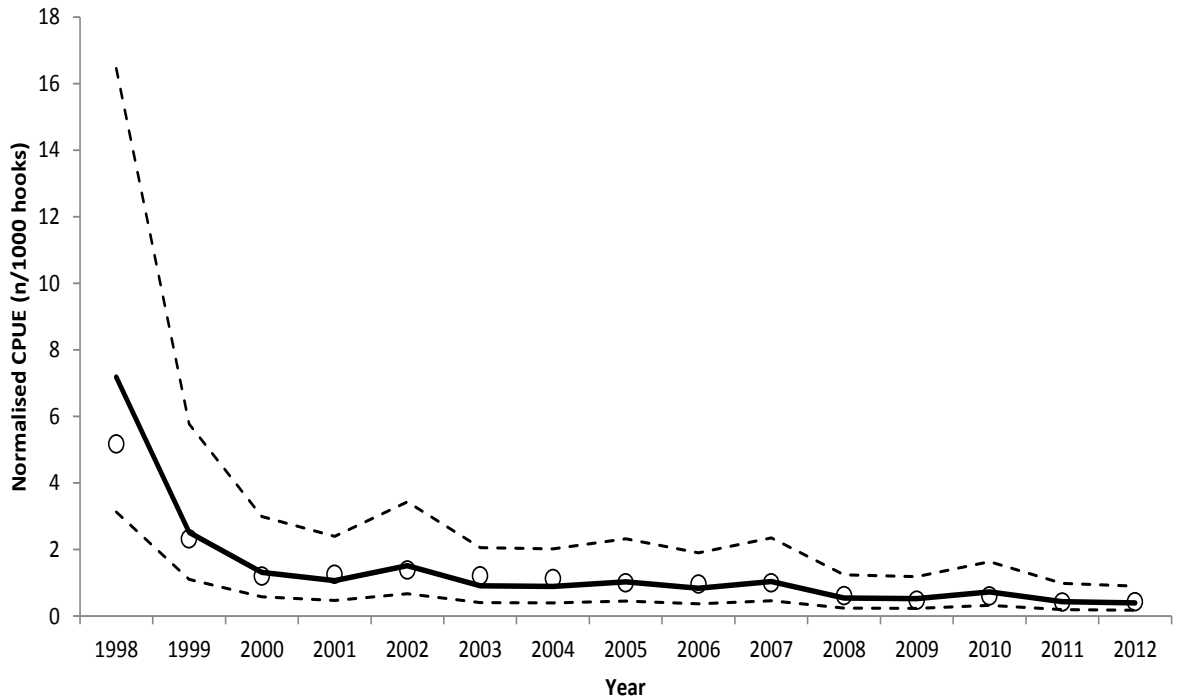
<b>Year</b>	<b>Standardised CPUE (n/1000 hooks)</b>			
	<b>CPUE</b>	<b>95% Confidence Intervals</b>	<b>SE</b>	<b>nominal</b>
1998	71.7	164.4-31.3	0.4233	61.2
1999	25.2	57.6-10.9	0.4231	27.4
2000	13.2	29.8-5.8	0.4181	14.2
2001	10.6	23.9-4.7	0.4162	14.8
2002	15.2	34.3-6.7	0.4170	16.3
2003	9.1	20.5-4	0.4167	14.3
2004	8.9	20.1-3.9	0.4164	13.3
2005	10.3	23.2-4.5	0.4168	11.8
2006	8.4	19-3.7	0.4170	11.4
2007	10.4	23.4-4.6	0.4165	11.7
2008	5.5	12.3-2.4	0.4170	7.2
2009	5.2	11.8-2.3	0.4156	5.6
2010	7.2	16.3-3.2	0.4153	7.1
2011	4.4	9.8-1.9	0.4149	5.0
2012	4.0	9-1.8	0.4174	5.1

**Table 5.** The predictor dataset used to calculate standardised CPUE for swordfish caught by pelagic longline off South Africa (1998-2012).

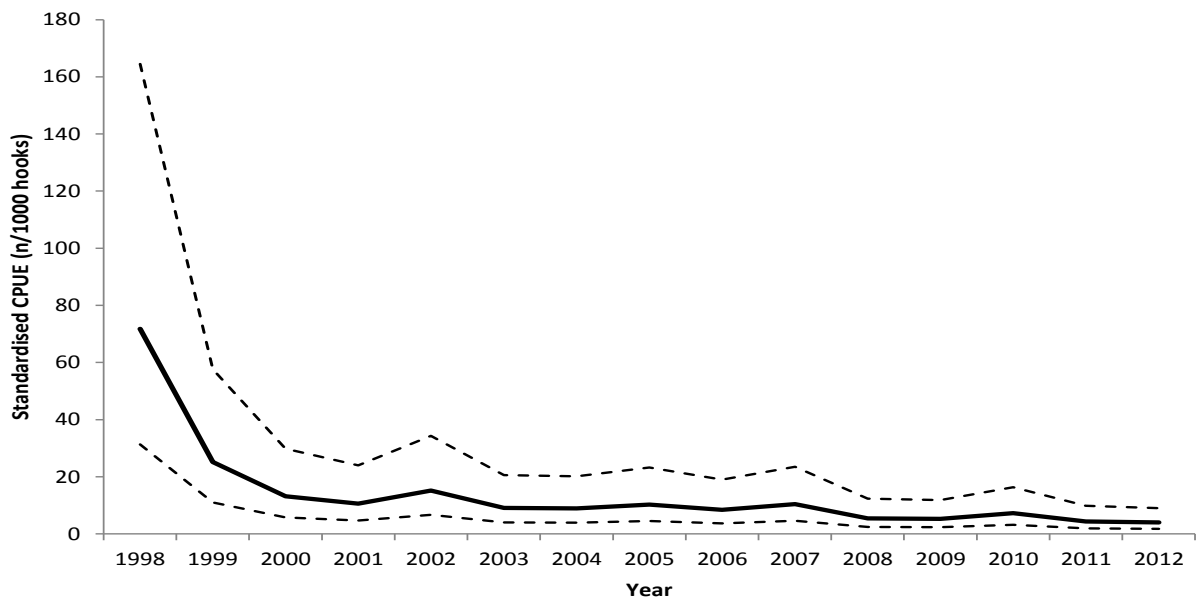
<i>YEAR</i>	<i>VESSEL</i>	<i>MONTH</i>	<i>FLAG</i>	<i>TARGET</i>	<i>VESSEL LENGTH</i>	<i>CATCH LOCATION</i>	<i>SST (°C)</i>	<i>HOOK NUMBER</i>
1998	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
1999	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2000	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2001	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2002	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2003	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2004	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2005	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2006	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2007	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2008	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2009	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2010	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2011	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500
2012	ATALANTA	JUL	SA	SWO	21	NORTHEAST	18	1500



**Figure 1.** The average swordfish catch-per-unit effort (number of swordfish per 1000 hooks) in 1x1° grid blocks from 1998 to 2012 in the ICCAT region.



**Figure 2.** The normalised standardised CPUE (solid line) and the 95% confidence intervals (dashed lines) are plotted with the normalised nominal CPUE (open circles) for swordfish caught by pelagic longline off South Africa (1998-2012).



**Figure 3.** The standardised CPUE (solid line) and the 95% confidence intervals (dashed lines) for swordfish caught by pelagic longline off South Africa (1998-2012).

## NORTH ATLANTIC SWORDFISH 2013: STOCK SYNTHESIS CONFIGURATION VERSION 1.0

Michael J. Schirripa<sup>1</sup>

### SUMMARY

*This work represents the first attempt to more fully utilize the data available on North Atlantic swordfish into a formal integrated stock assessment framework. The Stock Synthesis (SS) modeling framework was used to integrate a large collection of observational data including, but not limited to, landings, lengths, mean weights, and age-at-size. Also investigated was the possibility that higher catch rates in the northern latitudes of the species range (latitudes greater than 40 degrees) coupled with lower catch rates in the lower latitude areas (latitudes less than 30 degrees) may be at least partly accounted for by changes in the size of the Atlantic Warm Pool. Even when utilizing an informative prior, estimates of steepness were bounded at the upper end of the range. Generally speaking, diagnostics of the model were strong but not without points of concern. The status of the stock relative to the management benchmarks was highly dependent on the assumed value of steepness. Higher steepness values resulted in lower estimates of current  $B/B_{MSY}$ ,  $F/F_{MSY}$ , and absolute  $MSY$ . Estimates of  $F/F_{MSY}$  were much more sensitive to steepness than were estimates of  $B/B_{MSY}$ . While the annual trends in annual management benchmarks were different than those from the previous assessment, the estimates of current stock status were similar if a steepness of 0.75 was assumed.*

### RÉSUMÉ

*Ce travail représente la première tentative visant à utiliser plus entièrement les données disponibles sur l'espadon de l'Atlantique Nord dans un cadre formel d'évaluation des stocks intégré. Le cadre de modélisation de Stock Synthèse (SS) a servi à intégrer une grande collection de données d'observation comprenant, mais sans s'y limiter, les débarquements, les longueurs, les poids moyens et l'âge par taille. On a également étudié la possibilité que des taux de capture plus élevés dans les latitudes septentrionales de la zone de distribution de l'espèce (latitudes supérieures à 40°) associés à des taux de capture plus faibles dans les zones de latitude inférieure (altitudes de moins de 30°) pourraient du moins en partie s'expliquer par des changements de taille de la piscine d'eau chaude de l'Atlantique ("Atlantic Warm Pool-AWP). Même en utilisant un prior informatif, les estimations de la pente à l'origine de la relation stock-recrutement (steepness) ont été limitées à l'extrémité supérieure de la gamme de distribution. En règle générale, les diagnostics du modèle étaient forts, mais suscitaient néanmoins quelques préoccupations. L'état du stock par rapport aux paramètres de gestion dépendait fortement de la valeur postulée de "steepness". Des valeurs plus élevées de steepness entraînaient des estimations plus faibles des valeurs actuelles de  $B/B_{PME}$ ,  $F/FPME$ , et  $PME$  absolue. Les estimations de  $F/FPME$  étaient bien plus sensibles à la steepness que ne l'étaient les estimations de  $B/B_{PME}$ . Même si les tendances annuelles des paramètres annuels de gestion étaient différentes de celles de l'évaluation antérieure, les estimations de l'état actuel du stock étaient similaires si l'on postulait une steepness de 0,75.*

### RESUMEN

*Este trabajo supone el primer intento de utilizar más los datos disponibles sobre pez espada del Atlántico norte en un marco de evaluación de stock integrado formal. El marco de modelación Stock Synthesis (SS) se utilizó para integrar una gran colección de datos de observaciones que incluyen, sin limitarse a ello, datos de desembarques, tallas, pesos medios y talla por edad. También se investigó la posibilidad de que las tasas de captura más elevadas en latitudes septentrionales de la zona de distribución de la especie (latitudes por encima de 40°) junto con tasas de captura más bajas en latitudes más bajas (latitudes por debajo de 30°) podrían deberse en parte a los cambios en el tamaño de la piscina cálida del Atlántico. Incluso cuando se utiliza una distribución previa informativa, las estimaciones de inclinación se constriñeron al límite superior de la zona de distribución. A nivel general, los diagnósticos del modelo*

<sup>1</sup> NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL, 33149-1099, USA.  
Email: Michael.Schirripa@noaa.gov

*fueron fuertes, pero con algunos puntos preocupantes. El estado del stock con respecto a los niveles de referencia de ordenación dependía en gran medida de los valores asumidos de inclinación. Los valores más elevados de inclinación generaron estimaciones más bajas de la B/BRMS y F/FRMS actual y del valor absoluto de RMS. Las estimaciones de F/FRMS fueron mucho más sensibles a la inclinación que las estimaciones de B/BRMS. Aunque las tendencias anuales en los niveles de referencia de ordenación fueron diferentes a las de la evaluación anterior, las estimaciones del estado actual del stock fueron similares si se asumía una inclinación de 0,75.*

## KEYWORDS

*Stock assessment, Statistical models, Swordfish*

### 1. Introduction

At the September of 2012 ICCAT Species Group/Swordfish meeting held in Madrid, the Swordfish Working Group (“the Working Group”) supported the suggestion put forward that a more complete model be attempted for Swordfish, one in which more of the available data could be more fully integrated. This paper represents an investigation into brining the existing Swordfish data into the Stock Synthesis framework.

### 2. Material and methods

Based on data presented at the 2013 Swordfish Data Preparatory Meeting, the SS model was configured using ten longline fisheries and one “other”. The longline fisheries were Spain, United States, Canada, Japan, Portugal, Chinese-Taipei, and Morocco. These fisheries collectively accounted for 92% of the total northern Swordfish landings, with the other countries and gears making up the remaining 8 percent. The SS configuration uses one season, one area, and two sexes. These dimension decisions were based on addressing the goal of adding completeness but in a “first step” and parsimonious manner so as not to unnecessarily over parameterize the model.

Direct observations of age-at-size provided by F. Arocha were used to estimate growth parameters. Natural mortality for both male and female were fixed at 0.20 per year. Maturity was made to be 50% at age-5 and 100% thereafter. Fecundity was made a function of body weight.

Length samples by sex for the eight fisheries were available from about 1978 to 1998. Sex ratio by length from Canadian and US observer program was used for those fleets for years w/o sex specific lengths. Means body weight of fish from Canada and US (observed, retained fish) were used in the fit (those fisheries were all that was available).

Discards were taken from Task I tables provided at the Data rep meeting. For those CPCs that reported “significant” dead discards (US and Canada) a release mortality of 100% was assumed (to match the discards exactly). For those CPCs that did not report discards to the ICCAT, discards were not considered.

Selectivity was made to be length based with all ages (0-25) available. Dome-shaped selectivity was allowed for Spain, US, and Morocco (note this important distinction between SS and previous/current production models). Asymptotic selectivity was assumed for Canada, Japan, Portugal, Chinese-Tia, and “other”. Spanish age-specific CPUE was modeled with a fixed length-based select based on the observed distribution of size-at-age; all ages (0-25) available. When seemingly dictated by the fit residuals, several fisheries peak selectivity parameter was “blocked” by before-and-after 1990, when the 125 cm minimum size regulation was put into place. Fits to length compositions that could obviously benefit from this blocking were Spain, US, and Canada.

Selectivity for the Spanish age-specific CPUE was made a function of length with all ages being vulnerable. This was done so as to mimic as closely as possible the manner in which the “ages” were derived in the index. Since the age of the fish included in the CPUE were not actually observed or estimated, the length-based selectivity for each age was fixed to be the same as the observed distribution of length-at-age. In this way, some of the fish, for instance, estimated to be age-1 may in fact have been age-2. Using length-based selectivity can capture this while age-based cannot do so as easily.

A Beverton-Holt stock recruitment relation was assumed with maximum recruitment and steepness being freely estimated. Steepness tended to hit the upper bound so it was fixed at 0.75. Future runs will fix the parameter at several values to demonstrate the sensitivity of the estimated stock status to the value.

For the western North Atlantic, from 1995-2011, catch rates for those fisheries in the northern latitudes tended to increase while those in the southern latitudes tended to decrease. This was investigated further by hypothesizing that one or several environmental phenomena were causing the stocks to experience a poleward migration since 1995. This hypothesis was developed by realizing that several ecosystem indicators had switched from negative to positive (or visa-versa) in 1995. These indicators include the vertical average temperature from 0-175 meters in the area of the Canadian fishery, the North Atlantic Oscillation (NAO), and the size of the Atlantic Warm Pool (AWP), to name a few.

Canadian, United States, and Japanese catchability ( $q$ ) was made a function of the size of the AWP starting in 1985 (mean area with  $T \geq 28.5^\circ\text{C}$  for that year in units of  $10^6 \text{ km}^2$ ).

Variance reweighting was used on the CPUE time series as well as the length compositional data.

### 3. Results

Some of the immediate apparent advantages of using an integrated framework can be seen in the amount of data that can be incorporated (**Figure 1**). However, these advantages are only as strong as the data itself (i.e. more data does not necessarily mean a better assessment). The integrated approach was capable of using fleet-specific information in terms of selectivity and CPUE-fleet coupling. Because some of the individual fleets fished in specific areas, some of which held different size fish, this made for a pseudo-area specific model. The use of direct observations of sex-specific lengths, age-at-size, and mean body weight are just some examples of data that have existed in the ICCAT database for many years, but until this point have not been formally included in the assessment model.

The SS model fit to the sex ratio-by-length data (F. Arocha, pers. comm.) was very good. And while the fit to female growth was also good, the fit to the male growth was poor (**Figure 2**). Further experimentation concluded that either the sex ratio or the growth data could be fit well, but not both at the same time, suggesting a conflict in the two data sets. This should be investigated further. Fit the length comps were generally quite good, however this was made easier due to the consistency and lack of annual variations in the observational data (**Figure 3**). The fit to the various CPUE indices were varied. The two best fitted indices were the Portugal CPUE and US (2004-2001) time series. The two worst fit indices were the Spanish age-1 index and Japanese CPUE (1975-1999) (**Figure 4**). Fits to the other indices are given in Appendix I. Also shown in **Figure 4** (bottom) are the residual mean square errors (RMSE) for each of the CPUE time series fits. The RMSE for both Run\_5 and Run\_5\_ENV are shown to demonstrate the decrease in the error that was the result of including the Atlantic Warm Pool data.

Estimated fleet specific selectivity functions patterns were consistent with the observations of mean size of the fish captured by gear. That is, Canada and Japan had the highest estimate of peak selectivity as well as the highest observed mean size of the catch, while the US and Spain had the lowest peak selectivity as well as the lowest mean size of the catch (**Figures 4 and 5**). Portugal had the lowest mean observed size, yet had a high peak selectivity parameter. This is likely due to the small sample size of lengths associated with this fishery.

Two of the fleets had deviations in their fit to the CPUE time series (Run\_5) that showed a possible relationship with the size of the AWP; one positive, Canada (slope = 0.104, R-squared = 0.37), and one negative, Spain (slope = -0.03, R-squared = 0.13) (**Figure 6**). The catchability of the two US time periods, the two Canadian time series, and the two Japanese time series were then allowed to be estimated within the assessment model and an extra parameter estimated for each. The parameter estimates and standard deviations are given below:

Label	Value	Parm_StDev	Value-1.96*SD	Value+1.96*SD	=/ 0
Q_envlink_2_US_2	0.0038	0.0437	-0.0819	0.0895	
Q_envlink_3_US_3	-0.0964	0.0481	-0.1908	-0.0021	*
Q_envlink_5_Canada_5	0.1145	0.0240	0.0674	0.1617	*
Q_envlink_6_Japan_6	0.0056	0.0287	-0.0507	0.0619	
Q_envlink_7_Japan_7	0.0611	0.1534	-0.2395	0.3617	

Of the five catchability environmental parameters estimated, two of them had slopes significantly different than zero, US late time period, and Canada late time period. Although the non-age-specific Spanish time series also showed a possible relation, this CPUE time series was not used to index the model. Rather, the age specific components of the time series were used. The regression between the size of the AWP and EU-Spain age-

specific CPUE deviations are shown in **Figure 7**. Possible positive relationships were evident for age-1 (slope = 0.10, R-squared = 0.36) and age-2 (slope = 0.08, R-squared = 0.40), and possible negative relationships with age-4 (slope = -0.06, R-squared = 0.34) and age 5+ (slope = -0.07, R-squared = 0.48). The NAO was also investigated as a possible explanatory variable, but it did not show as strong of relationships. These regressions indicate that some of the annual variations in the CPUE may be accounted for by changes in the environment and that further investigations seem quite warranted.

**Sensitivity to steepness.** Despite the full beta prior used on steepness, estimates were routinely bound at the upper limit of 0.99. Several examinations of the influence of the steepness parameter lead to the conclusions that it was not well estimated and that the estimate of management benchmarks, especially  $F/F_{MSY}$ , were dependent on the chosen value (**Figure 8**).

Model configuration Run\_5\_ENV was run at various fixed levels of steepness. The estimated time series of B/Bmsy (**Figure 9**) were much more precise than those of F/Fmsy (**Figure 10**). Estimates of 2011 B/Bmsy ranged from approximately 0.75 to 1.20, while the estimates of F/Fmsy ranged from approximately 0.60 to 2.30. Assuming higher steepness values resulted in lower estimates of B/Bmsy and F/Fmsy, but higher estimates of absolute maximum sustainable yield (**Figure 11**). Conversely, when assuming lower steepness values, estimates of B/Bmsy and F/Fmsy were higher but estimates of absolute maximum sustain yield were lower. This profiling exercise just showed how the sensitive the results were to the assumed steepness values. Unfortunately, given the likelihood profile, estimates of steepness were not defined by the data (**Figure 12**).

**Retrospective analysis.** A retrospective analysis going back to 2001 (i.e. 10 years) was performed on the Run\_5\_ENV model. Estimates of B/Bmsy, SSB, F/Fmsy, and recruitment were all quite robust to this exercise as the values changed only negligible amounts with the addition of each year's data. Estimates of steepness hit the upper bound for each run. This suggests that there is nothing in the recent ten years of data that was likely influencing the estimate. This is contrary to other investigations that found changes in population growth rate ( $r$ ) as data was added. Estimates of MSY did however increase as data was added, save for the last year 2011 (**Figure 13**).

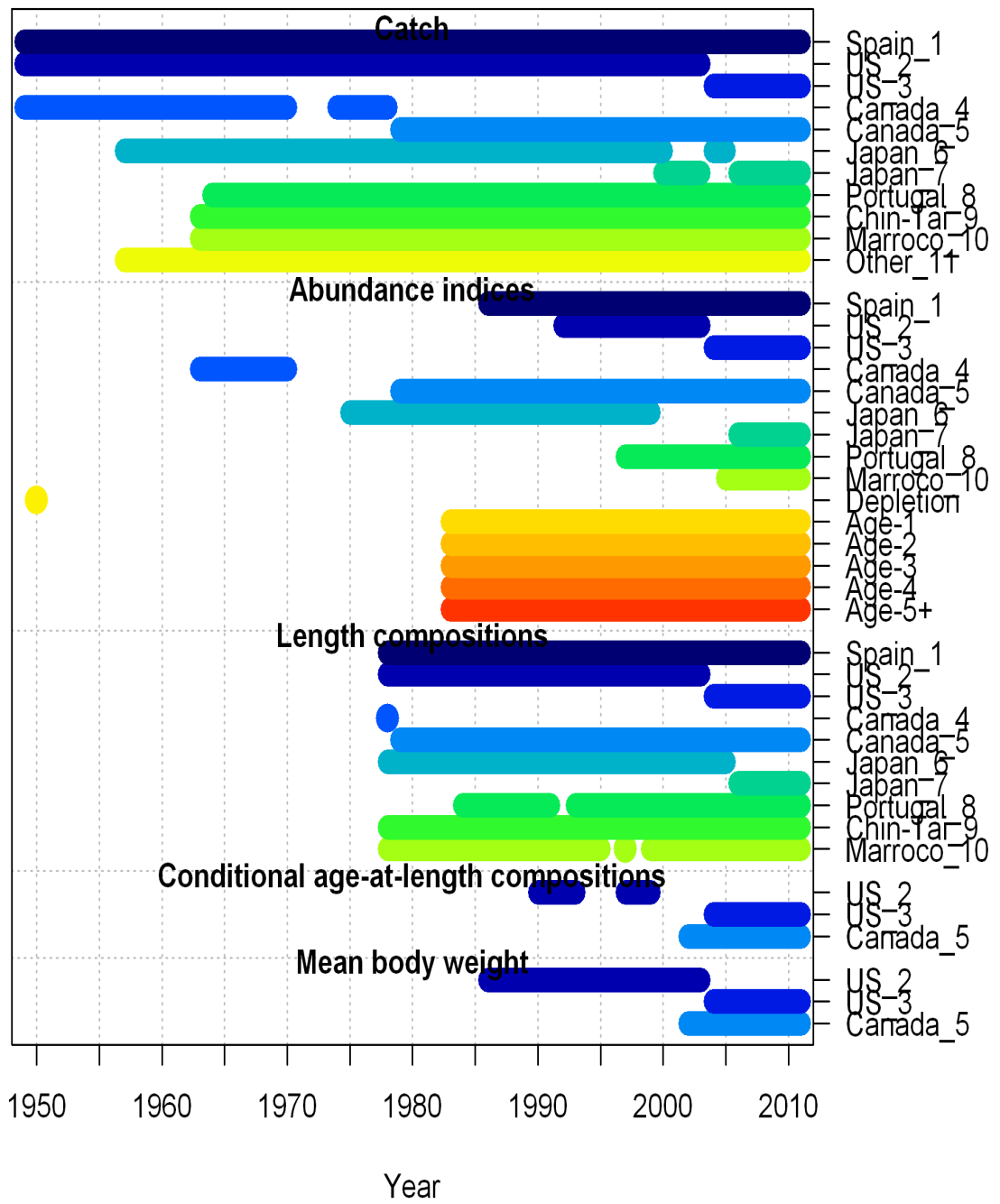
**Recruitment and yield-per-recruit.** Based on their pattern and radical changes in confidence intervals, the estimated recruitment deviations were somewhat suspicious (**Figure 14**). For this model, in order for recruitment estimates to be viable, there must be agreement between the size-at-age (i.e. growth), age-at-size (i.e. age conditioned on length), any recruitment signal coming from the length compositions, and the selectivity of the Spanish age-1 index.

**Preliminary stock status.** Three separate runs were chosen to depict the preliminary range of the possible status of the stock in 2011. These three model outcomes were plotted along with the base case ASPIC outcome from the previous assessment conducted in 2009. The first of the three models was the Run\_5\_ENV model, which is the model discussed throughout this paper. The second model is Run\_5\_ENV with steepness fixed at 0.75. The third model is similar to Run\_5\_ENV except that the information from the length data was down weighted (Run\_5\_ENV\_Nolths). This configuration was created by fixing the all selectivity parameters at their Run\_5\_ENV estimated value and setting all length lambda to zero. This configuration was designed to determine how much influence the length information was having on the final model outcome.

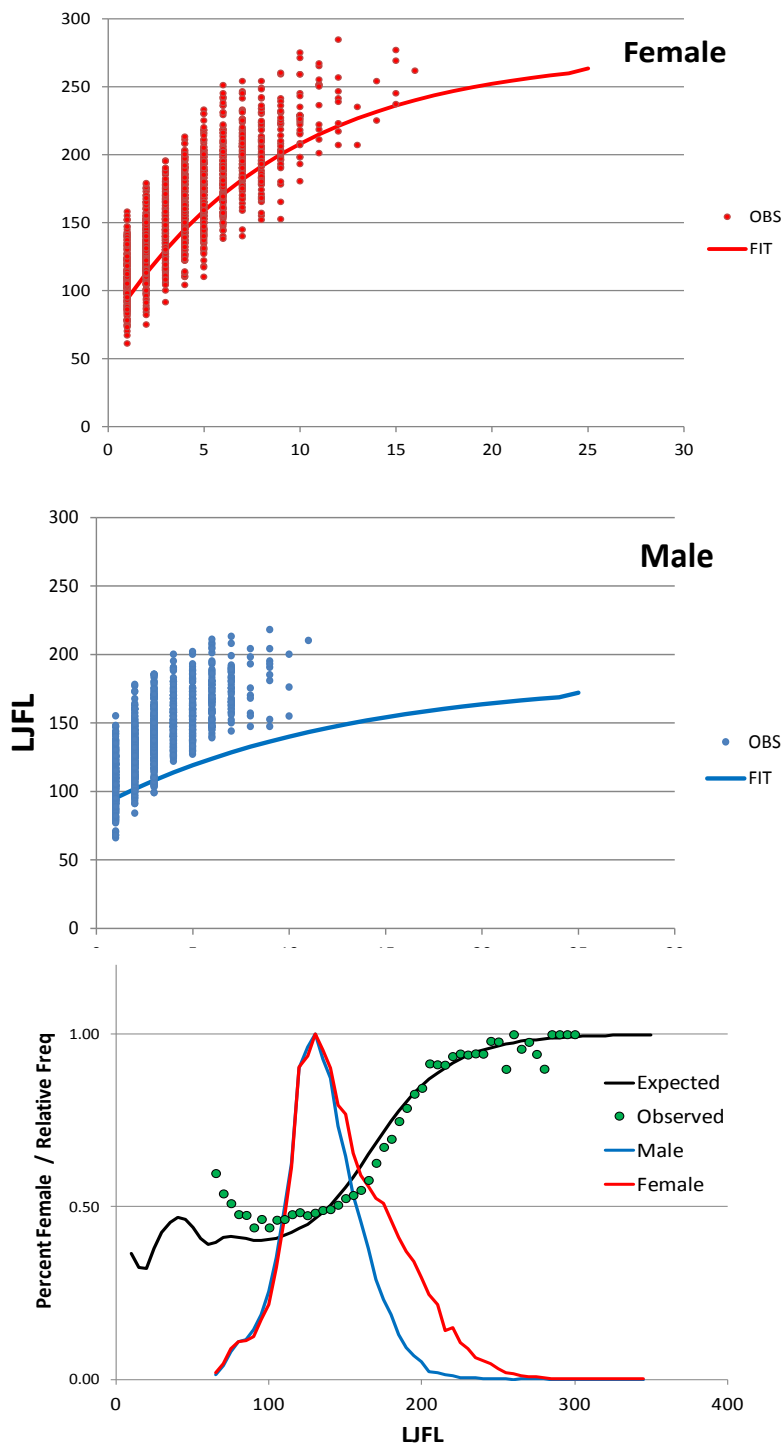
As was discussed above, the status of the northern swordfish stock relative to management benchmarks was dependent on the value assumed for steepness. If steepness was allowed to be estimated it tended to hit the upper bound and result in an estimate of B/Bmsy less 1.0 (**Figure 16**), and a value of F/Fmsy less than 1.0 (**Figure 17**). If, however, the value for steepness is assumed to be fixed at 0.75, then estimates of B/Bmsy are above 1.0 and estimates of F/Fmsy are also above 1.0. Furthermore, estimates of B/Bmsy in 2008 are nearly identical to those from the 2009 ASPIC estimates for the same year. However, the estimates of F/Fmsy are quite dissimilar.



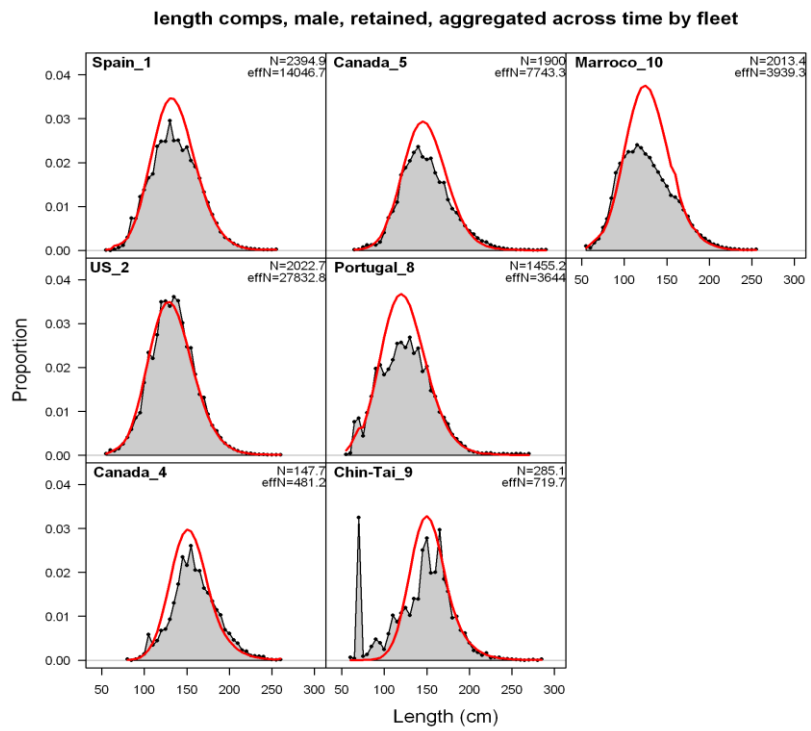
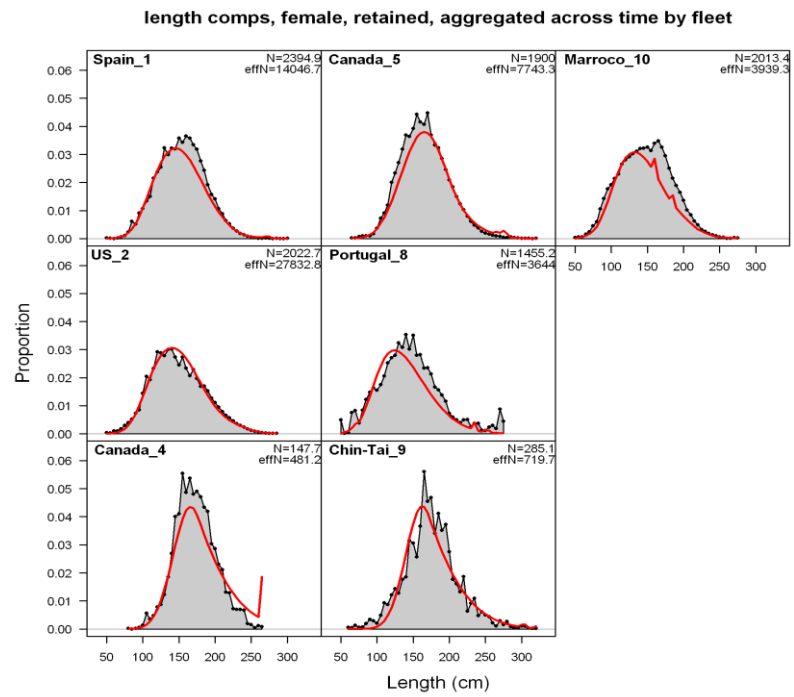
### Data by type and year



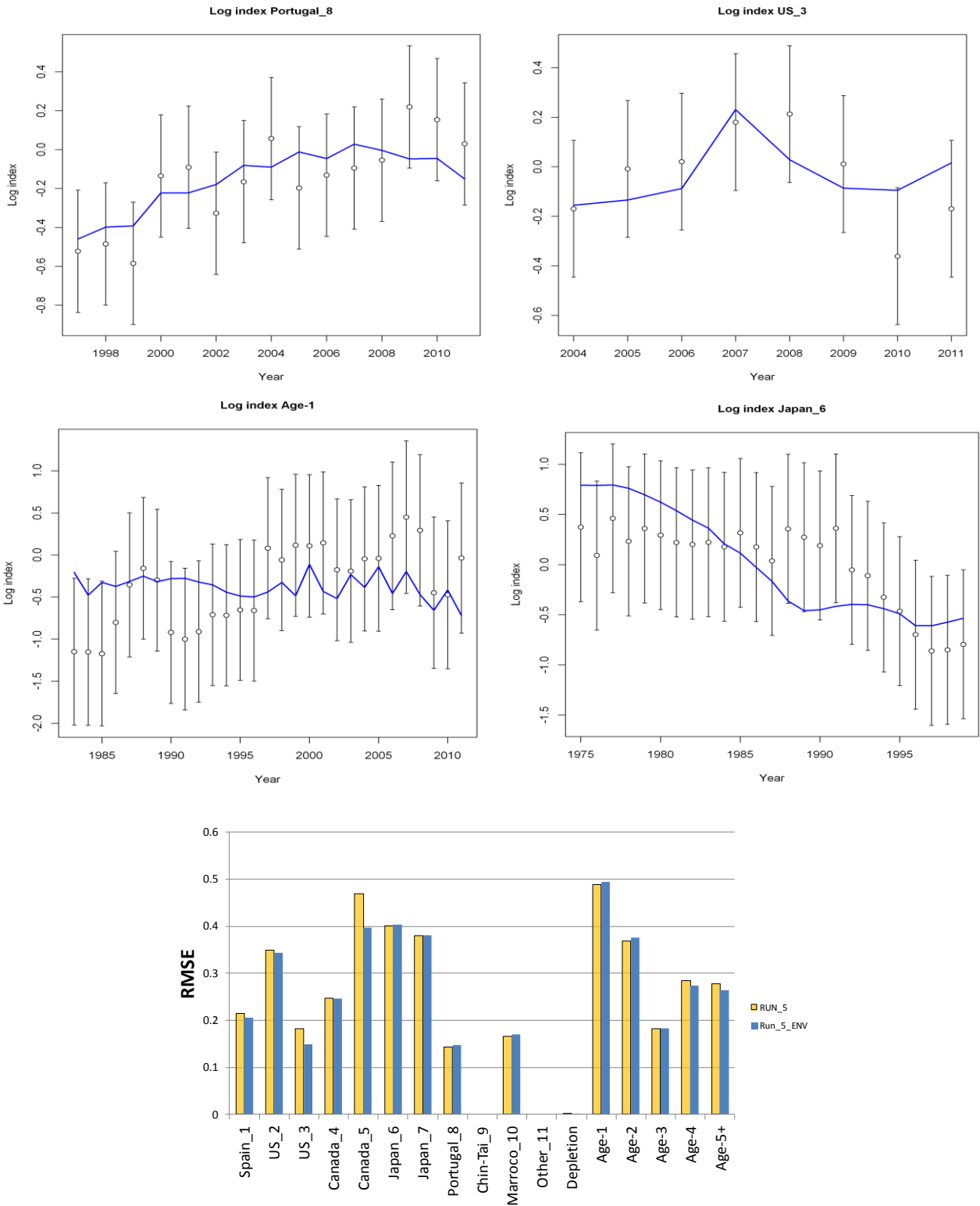
**Figure 1.** Data type and year used in the NSW/SS model.



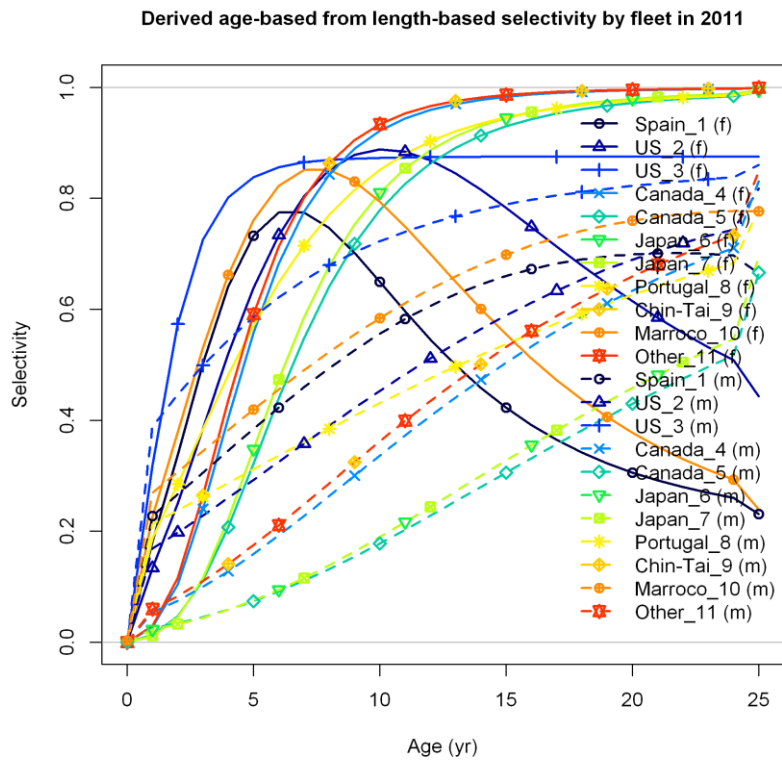
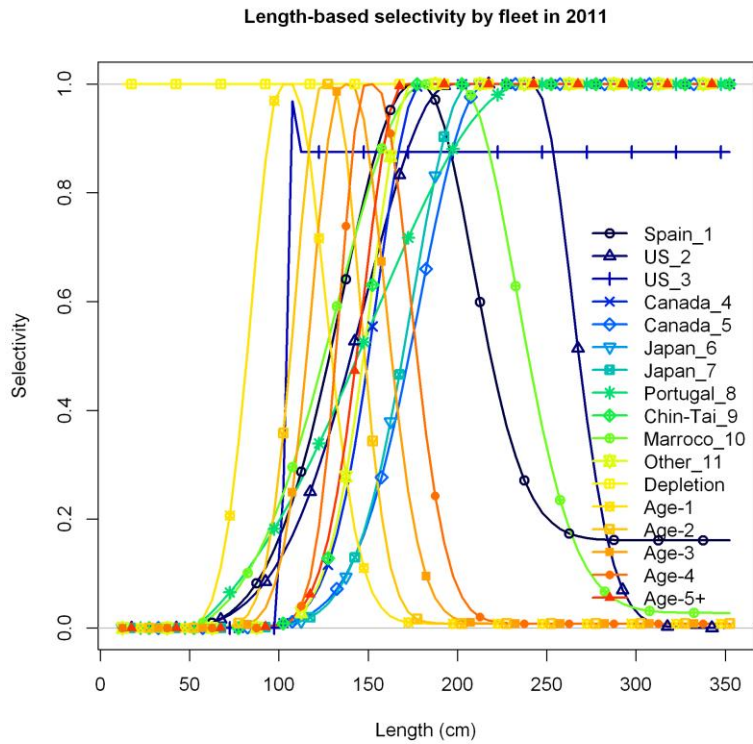
**Figure 2.** Observed and fitted size at age for female (top) and male (middle); observed male (blue) and female (red) sex specific length compositions and observed percent female by length (green dots) from all US Observer data (bottom). The black curve is the SS model estimated percent female.



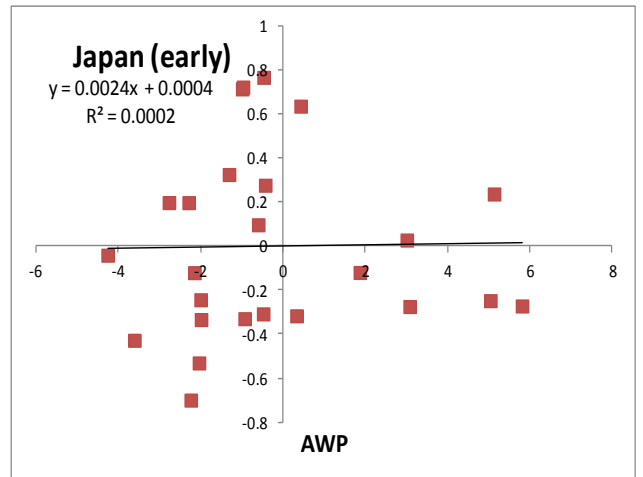
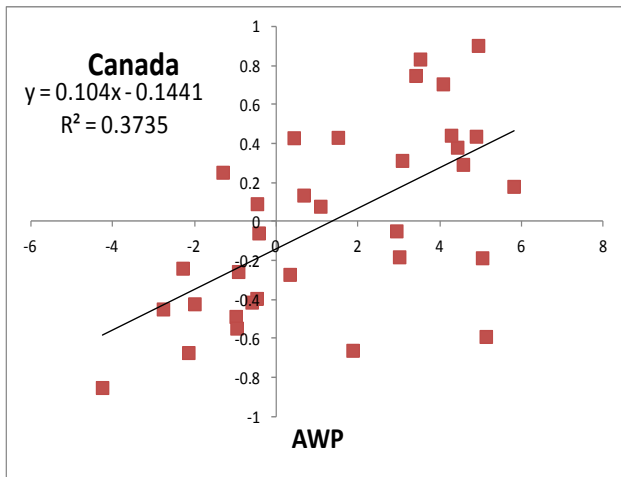
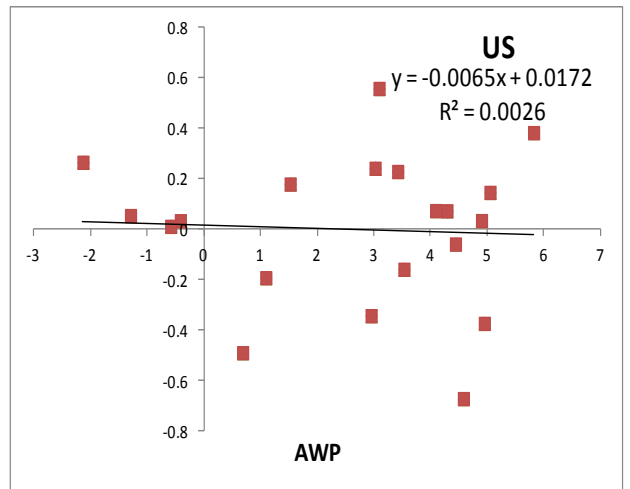
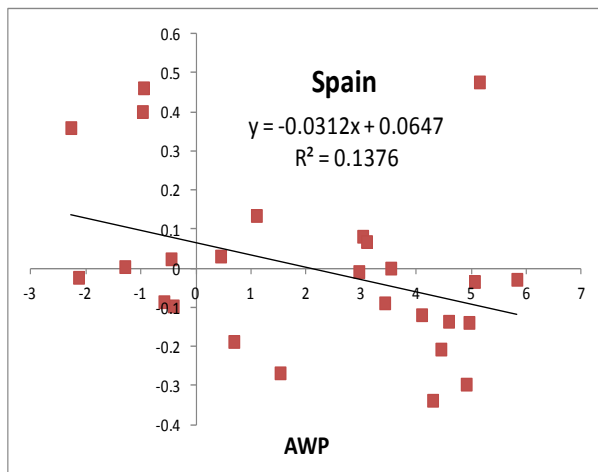
**Figure 3.** Fit to female (top) and male (bottom) length compositions aggregated across time by fleet for northern Swordfish.



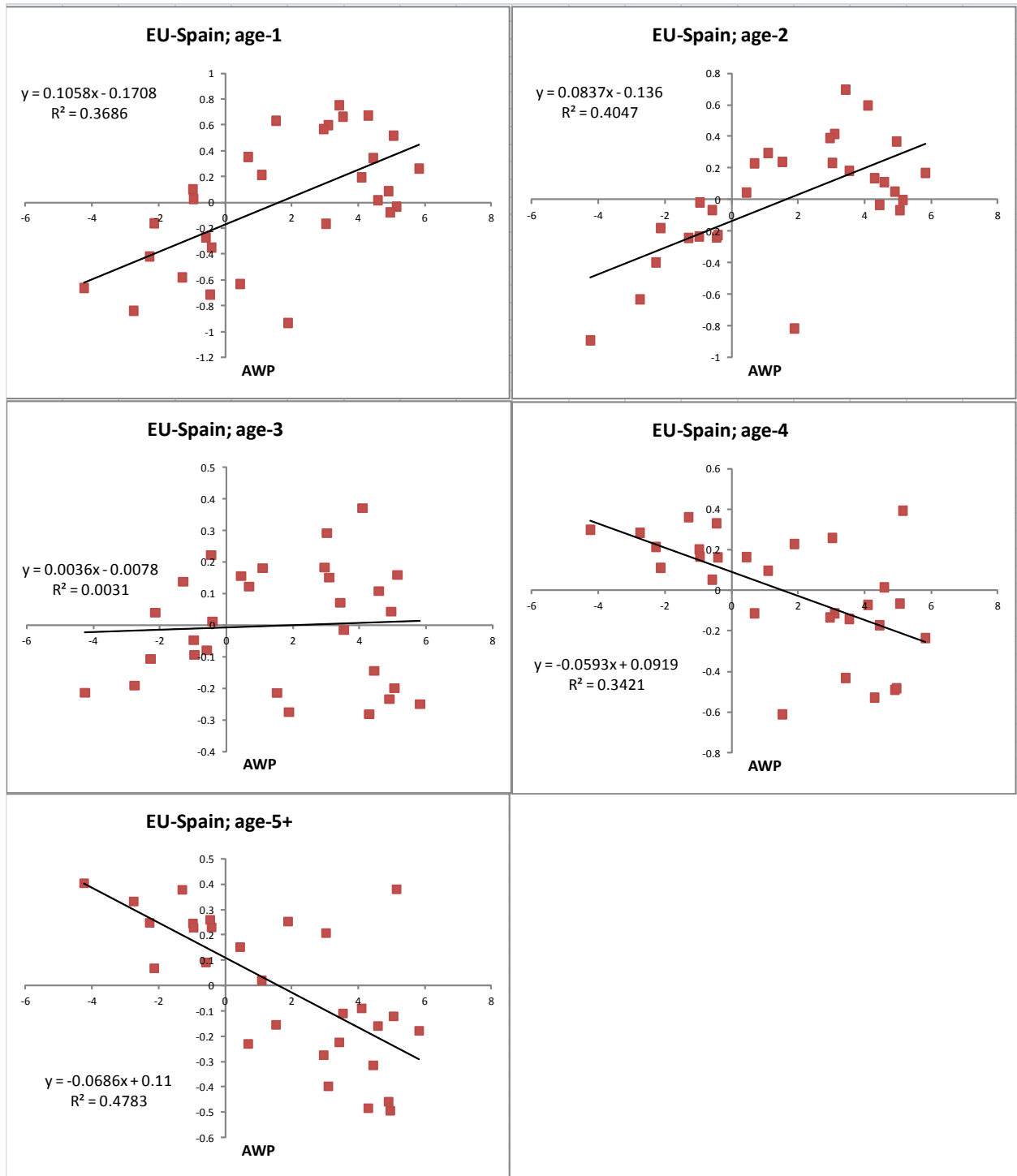
**Figure 4.** The two best fits to the CPUE time series, Portugal (upper left) and US (upper right), the two worst fits to the CPUE time series, Spanish age-1 index (lower left) and Japan (lower right). The bottom graph is the residual mean square error of each of the indices without the environmental data (Run\_5, yellow) and with it (Run\_5\_ENV, blue) for northern swordfish.



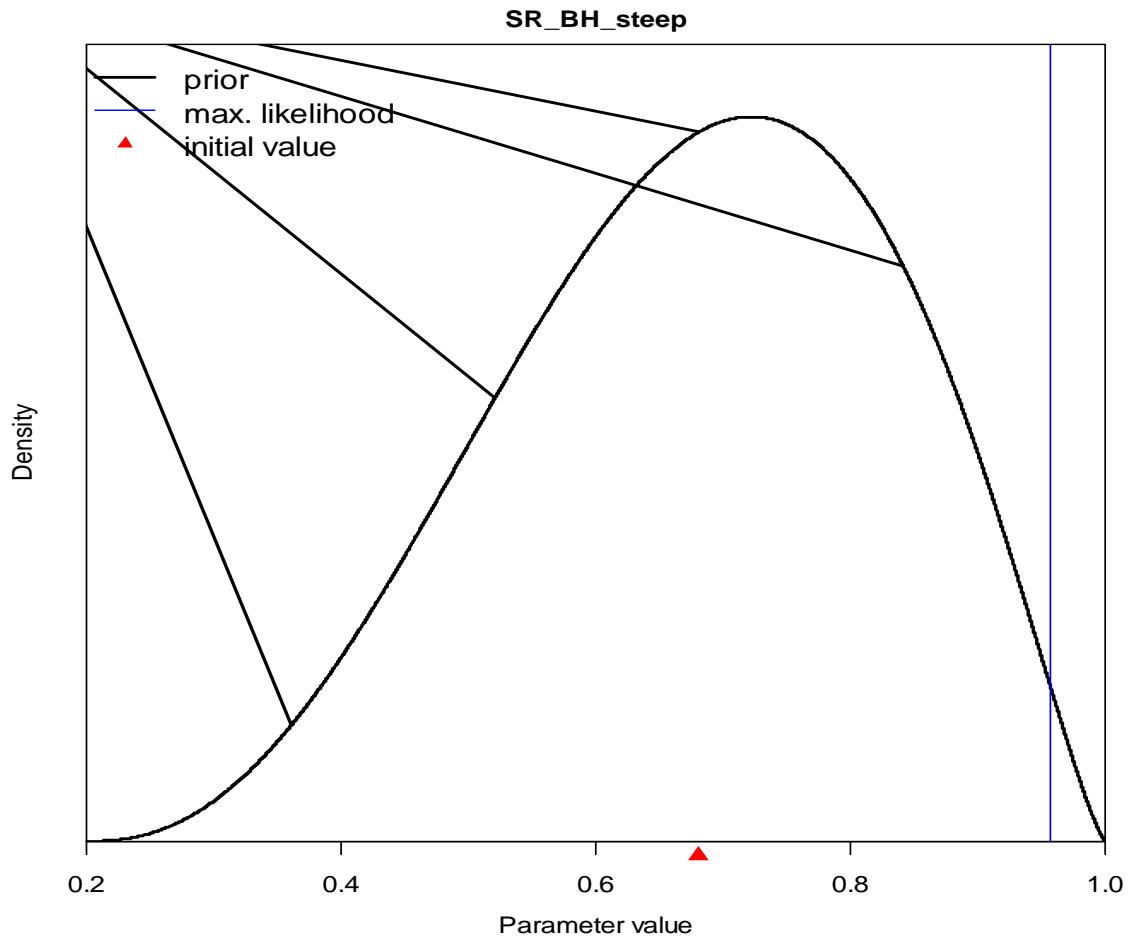
**Figure 5.** Length-based selectivity by fleet (top) and derived age-based from length-based selectivity by fleet for northern Swordfish 2011.



**Figure 6.** Deviations from the observed and expected CPUE regressed against the size of the Atlantic Warm Pool. US, Canada, and Japan fleet catchability was allowed to vary according to the AWP, Spain was not.

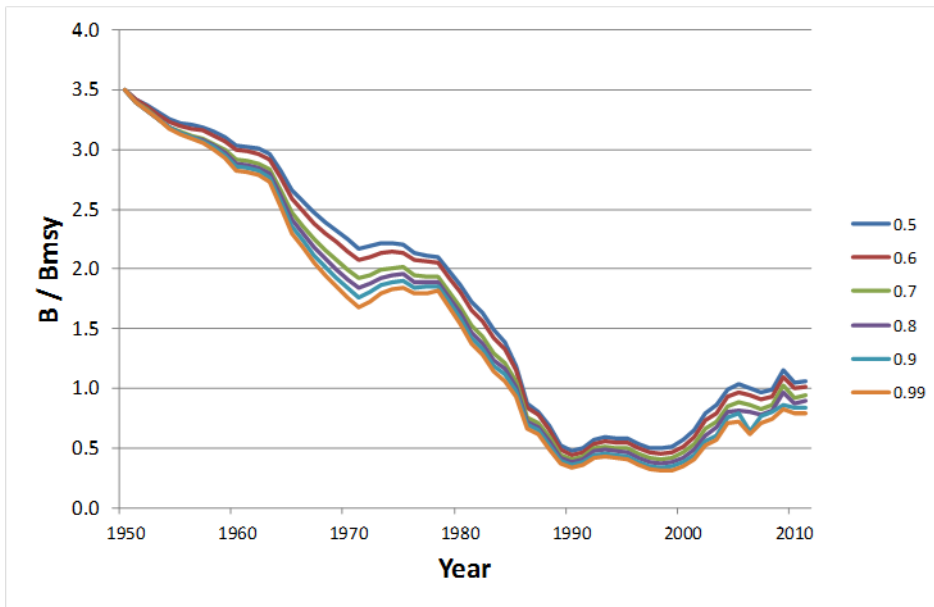


**Figure 7.** Deviations from the observed and expected Spanish age-specific CPUE regressed against the size of the Atlantic Warm Pool. The catchability of these fleets were not allowed to vary with the AWP index.

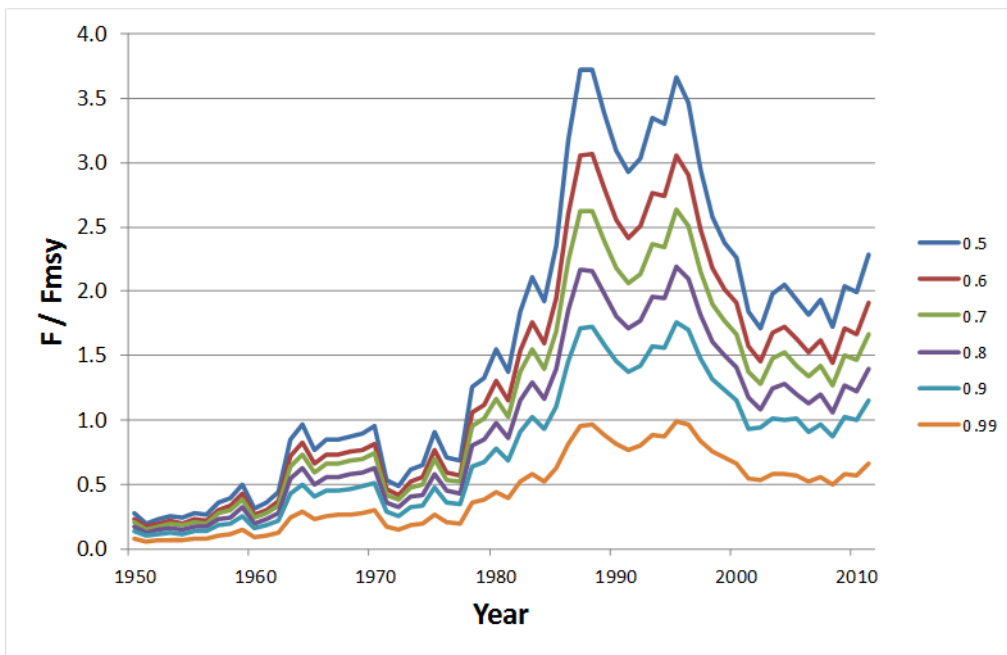


**Figure 8.** Density of the full beta prior on steepness, initial value, and maximum likelihood estimate, which was bounded high.

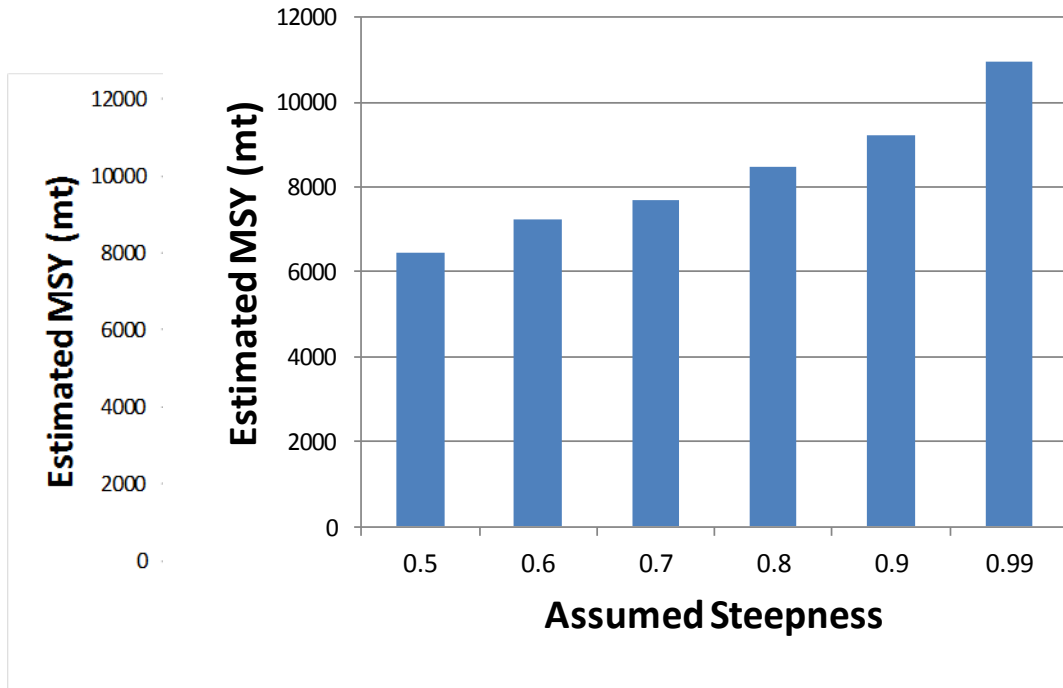




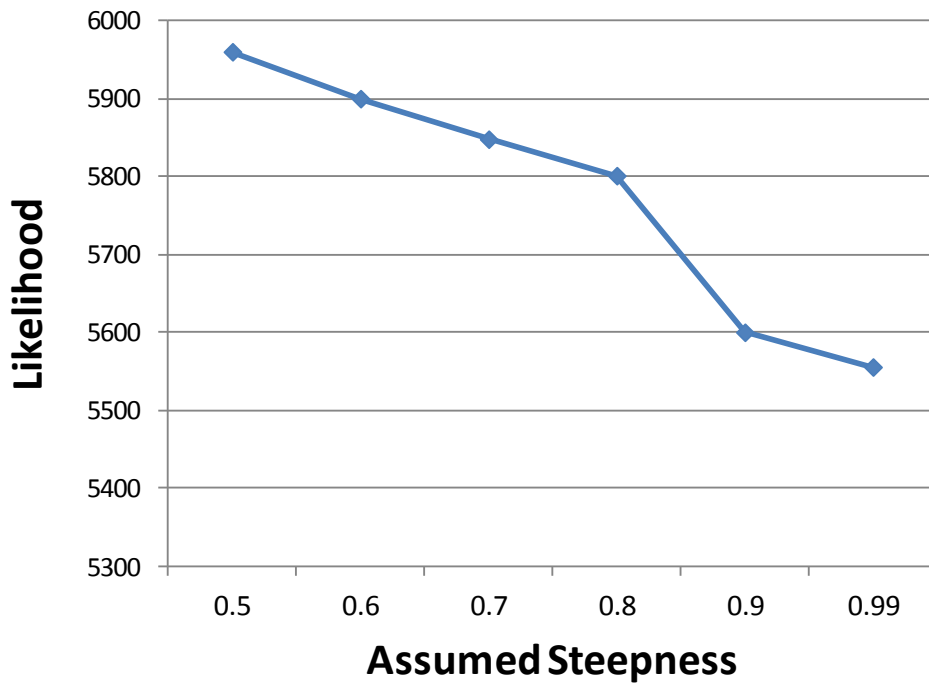
**Figure 9.** Estimates of time series of  $B/B_{msy}$  assuming various fixed values for steepness from model Run\_5\_ENV.



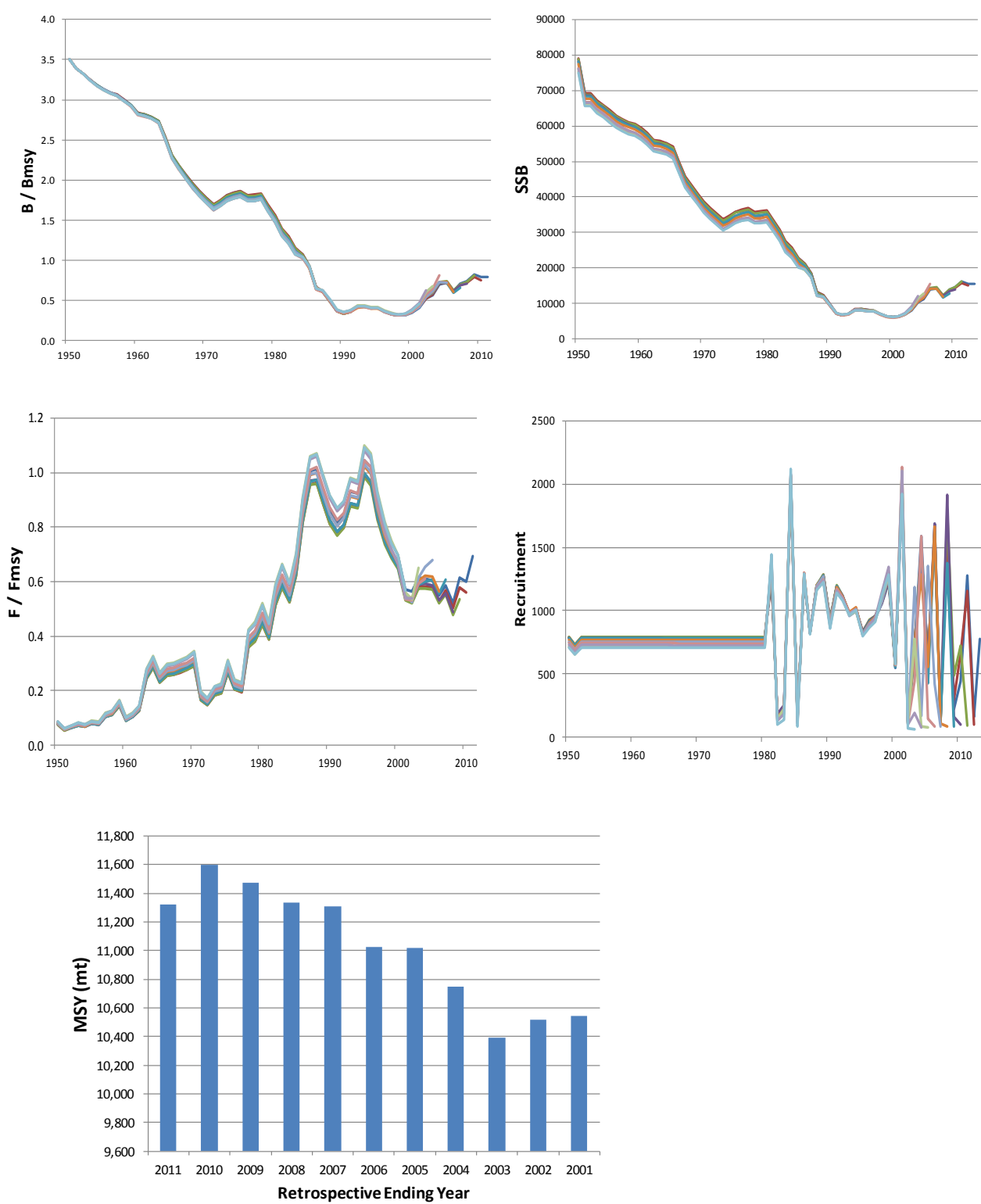
**Figure 10.** Estimates of time series of  $F/F_{msy}$  assuming various fixed values for steepness from model Run\_5\_ENV.



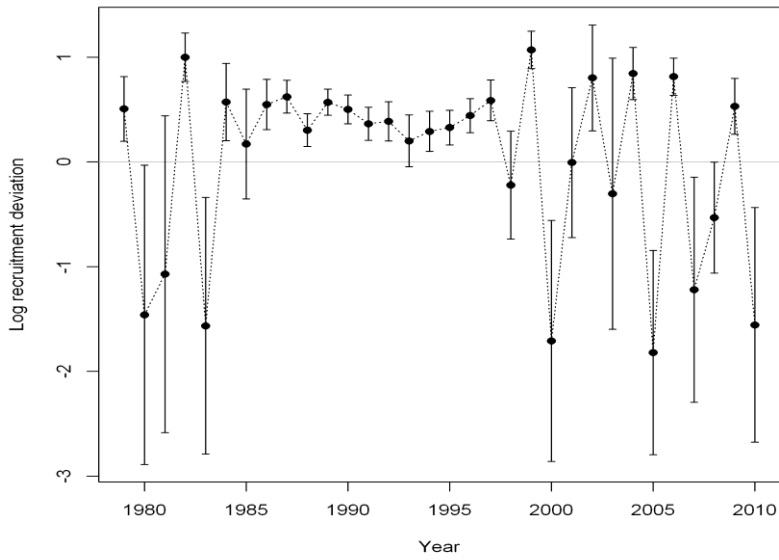
**Figure 11.** Estimates of MSY (mt) assuming various fixed values for steepness from model Run\_5\_ENV.



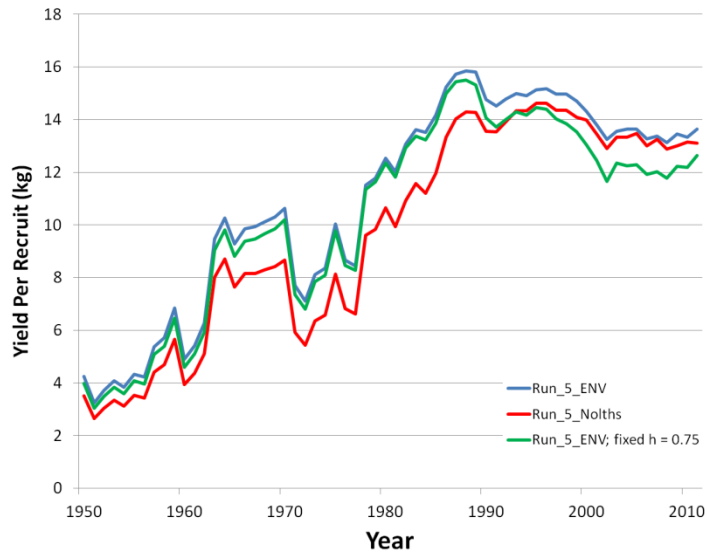
**Figure 12.** Profile analysis results of likelihood as a function of various fixed values for steepness from model Run\_5\_ENV.



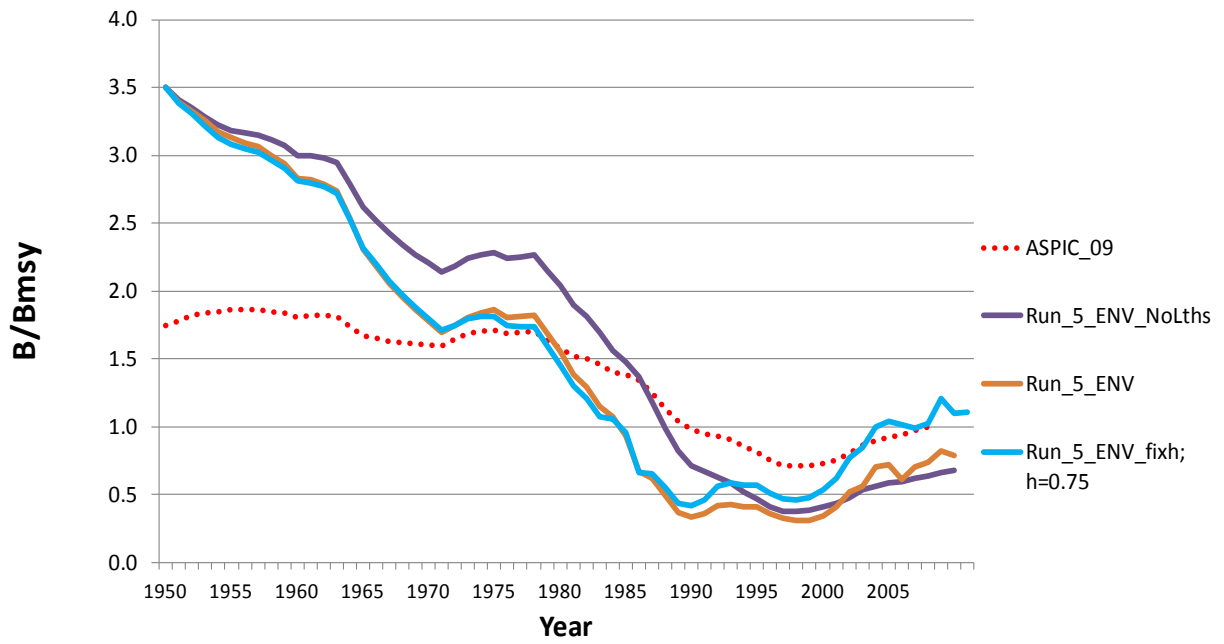
**Figure 13.** Results of retrospective analysis (2001-2011) for B/Bmsy (upper left), SSB (upper right), F/Fmsy (middle left), recruitment (middle right), and MSY (lower left, note the non-zero origin).



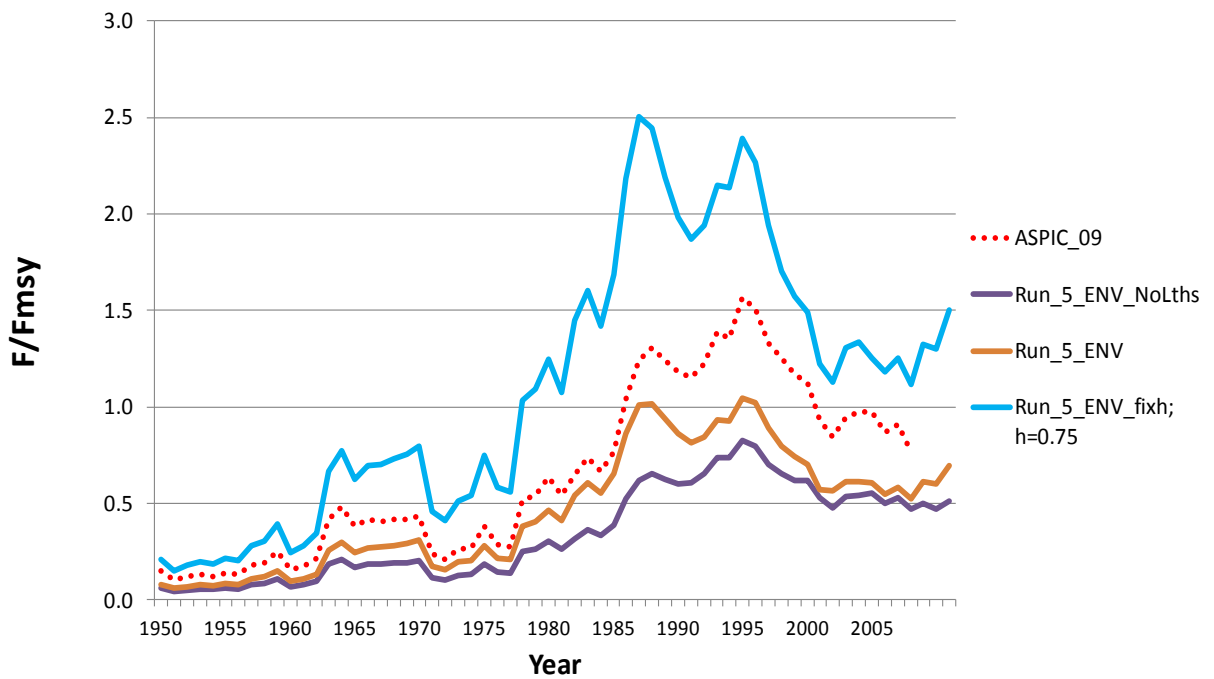
**Figure 14.** Estimated recruitment deviations and 95 percent confidence intervals from model Run\_5\_ENV with estimated steepness, for northern swordfish.



**Figure 15.** Estimated yield-per-recruit from Models Run\_5\_ENV, Run\_5\_ENV with no length influence, and Run\_5\_ENV with a fixed steepness of 0.75, for northern swordfish.



**Figure 16.** Estimated time series of  $B/B_{msy}$  from the 2009 ASPIC model, RUN\_5\_ENV with estimated steepness, Run\_5\_ENV with steepness fixed at 0.75, and Run\_5\_ENV with the influence of the observed length composition data removed.



**Figure 17.** Estimated time series of  $F/F_{msy}$  from the 2009 ASPIC model, RUN\_5\_ENV with estimated steepness, Run\_5\_ENV with steepness fixed at 0.75, and Run\_5\_ENV with the influence of the observed length composition data removed.

## A HYPOTHESIS OF A RECENT POLEWARD SHIFT IN THE DISTRIBUTION OF NORTH ATLANTIC SWORDFISH

Michael J. Schirripa<sup>1</sup>

### SUMMARY

*Observations of opposing trends in abundance for northern swordfish suggested the possibility of a shift in abundance from warm, southern latitudes to cooler, more northern latitudes. Several of the observed indices of abundance changed sharply in direction from negative to positive, while others showed an opposite change. The observed changes in the direction of the abundance indices correspond with changes in trends in the size of the Atlantic Warm Pool (AWP), the change in sign of the Atlantic Multidecadal Oscillation (AMO), and the North Atlantic Oscillation (NAO). To quantify a possible relation between the changes in abundance and the various candidate environmental indices, we ran the assessment model without the influence of the environmental data and regressed the residuals of the fit to the CPUEs to the various environmental indices. Given the suspected temperature tolerance limits of swordfish, it is possible that their either their preferred habitat has moved north, a preferred prey species, or both.*

### RÉSUMÉ

*Des observations des tendances opposées de l'abondance de l'espadon du Nord ont suggéré la possibilité d'un déplacement de l'abondance des latitudes tempérées méridionales aux latitudes plus fraîches plus au Nord. Plusieurs des indices d'abondance observés ont brusquement changé de direction, passant du négatif au positif, tandis que d'autres ont montré un changement opposé. Les changements observés dans la direction des indices d'abondance correspondent aux changements de tendance de la taille du "Atlantic Warm Pool" (AWP), au changement du signe de l'oscillation atlantique multidécennale (AMO) et de l'oscillation nord-atlantique (NAO). Afin de quantifier une possible relation entre les changements de l'abondance et les divers indices environnementaux potentiels, nous avons exécuté le modèle d'évaluation sans l'influence des données environnementales et régressé les valeurs résiduelles de l'ajustement des CPUE aux divers indices environnementaux. Étant donné les limites de tolérance présumées de l'espadon à la température, il est possible que son habitat préféré se soit déplacé vers le Nord ou vers ses proies préférées, ou bien vers les deux.*

### RESUMEN

*Las observaciones de tendencias opuestas en la abundancia de pez espada septentrional sugieren la posibilidad de un desplazamiento en la abundancia de latitudes más cálidas y meridionales a latitudes más frías y septentrionales. Varios de los índices de abundancia observados cambiaban abruptamente de dirección de negativo a positivo mientras que otros mostraban un cambio opuesto. Los cambios observados en la dirección de los índices de abundancia se corresponden con cambios en las tendencias en el tamaño de la Piscina de aguas cálidas del Atlántico (AWP), un cambio de signo de la Oscilación Multidécada del Atlántico (AMO) y de la Oscilación del Atlántico Norte (NAO). Para cuantificar una posible relación entre los cambios en la abundancia y los diversos índices medioambientales posibles, se ejecutó el modelo de evaluación sin la influencia de los datos medioambientales, y se realizó una regresión de los residuos del ajuste de las CPUE a los diversos índices medioambientales. Teniendo en cuenta los presuntos límites de tolerancia a la temperatura del pez espada, es posible que su hábitat preferido se haya desplazado hacia el norte o que se haya desplazado hacia su presa preferida o ambos.*

### KEYWORDS

*Abundance indices, Environmental factors, Stock distribution, Swordfish*

<sup>1</sup> NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL, 33149-1099, USA. Email: Michael.Schirripa@noaa.gov

## Introduction

Directional differences in North Atlantic Swordfish CPUE were observed from fisheries operating mostly in the northern latitudes of the northern hemisphere to those fishing more southern latitudes of the northern hemisphere. Abrupt and opposite in direction changes in the northern CPUE of Canada and Japan in 1995 were coincident in time with a drop in the southern most US CPUE. As these sets of indices are presumably indexing the abundance of a single stock, these observations suggest the possibility of a poleward shift in the distribution of Swordfish.

Although the different CPUEs are from different countries, they do not cleanly represent a particular zone designation (**Figure 1**). Further examination of the area specific US CPUE's by area showed similar trends comparing north to south areas (**Figure 2**). To create a more zone refined examination of the trends the combined CPUE time series was used to calculate the least square means of the (year\*zone) effect (Ortiz *et al.* 2013). The trends in the lsmeans were supported the previous observations that the northern most zones (zones 7-12) were experiencing higher CPUE's than the southern zones (zones 1-3), while the middle zones (zones 4-6) remained relatively stable (**Figure 3**).

Poleward shifts in species distribution along the eastern seaboard of the United States have been documented for several other species (citations). Swordfish are a highly mobile and migratory species and their biology and life history characteristics suggest that changes in their distribution are quite conceivable. A poleward shift suggests an imbalance in the suitability of the conditions between the area the fish are migrating from (the southern latitudes of the northern hemisphere in this case) and those in the area the fish are migrating to (the northern latitudes of the northern hemisphere). This imbalance could be the result of many things. In the case of Swordfish, movement from the south ("push") may be due unfavorable environmental conditions in the south, such as undesirable temperature, decreased oxygen, changes in salinity, or lack of prey (perhaps for similar reasons). Perhaps from another perspective, movement to the north ("pull") may be more favorable conditions in terms of temperatures, increased oxygen, and/or salinity or a poleward shift in a preferred prey item. Another possibility is that the environmental cues some portion of the Swordfish population use to start an apparent summer seasonal migration northward (assuming any exist) may have also started trending coincident with the observed CPUE patterns.

Several oceanographic indicators changed direction coincident with the change in direction of the CPUE indices of abundance (**Figure 4**). These include the Atlantic Multidecadal Oscillation (AMO), the size of the Atlantic Warm Pool (AWP) (also referred to as the Western Hemisphere Warm Pool), and the North Atlantic Oscillation (NAO) (IROC 2009-2012). These are generally temperature based indices and as such were found to be highly correlated (**Figure 5**). While temperature is one of the most common explanatory variables used to account for changes in the distributions in fish, the true underlying driver is more likely a combination of factors, some of which could likely be correlated with temperature.

Published finding of PSAT tagging studies was examined to determine if Swordfish exhibit an upper temperature tolerance. Studies suggest that Swordfish may in fact prefer temperature between 28 and 29 degrees Centigrade (citations) (**Figure 6**). More work needs to be done here to verify the upper temperature tolerances and/or preferred temperature of swordfish.

The AWP is a region of sea surface temperatures (SST) warmer than 28.5°C that develops west of Central America in the spring, then expands to the tropical waters to the east. This index was chosen to represent the thermal conditions experienced by Swordfish. The index of the size of the AWP changed from negative (smaller) to positive (larger) in 1998 (**Figure 7**). Also of interest is the monthly climatology of the AWP (**Figure 8**). We took US observer data and plotted the density of Swordfish observations by month and latitude across all years. On top of this plot we overlaid the monthly climatology of the AWP. There was a distinct similarity between the timing of the expansion of the AWP and the annual northward increase in the number of Swordfish observed (**Figure 9**). It is possible that the expansion of the AWP is the trigger for Swordfish to start their annual northward migration. It need be kept in mind that the US observer data is not the ideal dataset to detect the location of swordfish in any given month; however, it can be used as a reasonable proxy the purposes of this paper with the assumption that observers follow the fishermen, who in turn follow the swordfish. Furthermore, the results are agreement with the accepted biology of the species. The size of the AWP was relatively small in 1996, the year of the lowest Canadian CPUE and was at a thirteen year high in 2010, the year of the highest Canadian CPUE (**Figure 10**). It should be noted that the AWP forms a "C-shape" as it develops over the year with the western edge expanding further north than the eastern edge.

If there has indeed been a poleward shift in swordfish it could have management implications. First, the CPUE's used in the assessment might not match the configuration and structure of the assessment model, possibly resulting in increased error and inaccuracies in the assessment. Second a redistribution of the stock across management boundaries should be fully understood so that it can be determined if management decisions might benefit by taking this shift into account. This study sought to address three questions: (1) is there sufficient evidence to conclude that there has been a recent poleward shift in the Swordfish distribution in the north Atlantic; (2) if so, can this shift be quantified and are we making managerial progress by accounting for it within the stock assessment model; and (3) assuming number one is true, is this poleward shift unidirectional, or are we merely observing an abbreviated section of a reoccurring decadal cycle, the direction of which could change again sometime in the future.

## Material and methods

The hypothesis that the expansion of the Atlantic Warm Pool could explain the residuals in the fit the CPUE indices was tested using the northern Swordfish Stock Synthesis (SS) assessment model. Country (and by proxy, zone) specific CPUE data from the 2013 Swordfish assessment was used as an annual index of abundance. The preliminary assessment model for northern Swordfish was used to create deviations in the fit to the CPUE time series without the influence of the environmental covariates (SS model Run\_5). This process removes the trend in the CPUE residuals created by changes population size and any other covariates used in the GLM to create the indices. These residuals were then regressed against the various environmental indices to investigate relations.

The model that was tested used the United States, Canada, and the Japanese CPUE time series. The Spanish CPUE residuals were also examined but they were not part of the model fit. This was because the Spanish age-specific CPUE were used instead and it would have been inappropriate to use both in the same model. However, the age-specific CPUE were also examined for similar trends.

## Results

The AWP was able to account for a large portion of the variation in the Canadian CPUE residuals ( $r^2 = 0.3735$ ), some of the variation in the Spanish ( $r^2 = 0.1376$ ) and virtually none of the US ( $r^2 = 0.0026$ ) or the Japanese ( $r^2 = 0.0002$ ) (**Figure 11**).

Other studies (Mejuto *et al.* SCRS/2013/107) have shown that CPUE's might not be specific to zone but to age as well. We investigated this by including the link to the environmental data to the five age-specific CPUE's already in use in Run\_5. The AWP explained a great deal of the variations in the Spanish age-specific CPUE residuals: age-1,  $r^2 = 0.3686$ ; age-2,  $r^2 = 0.4047$ ; age-3,  $r^2 = 0.0031$ ; age-4,  $r^2 = 0.3421$ ; age-5+,  $r^2 = 0.4783$ ) (**Figure 13**).

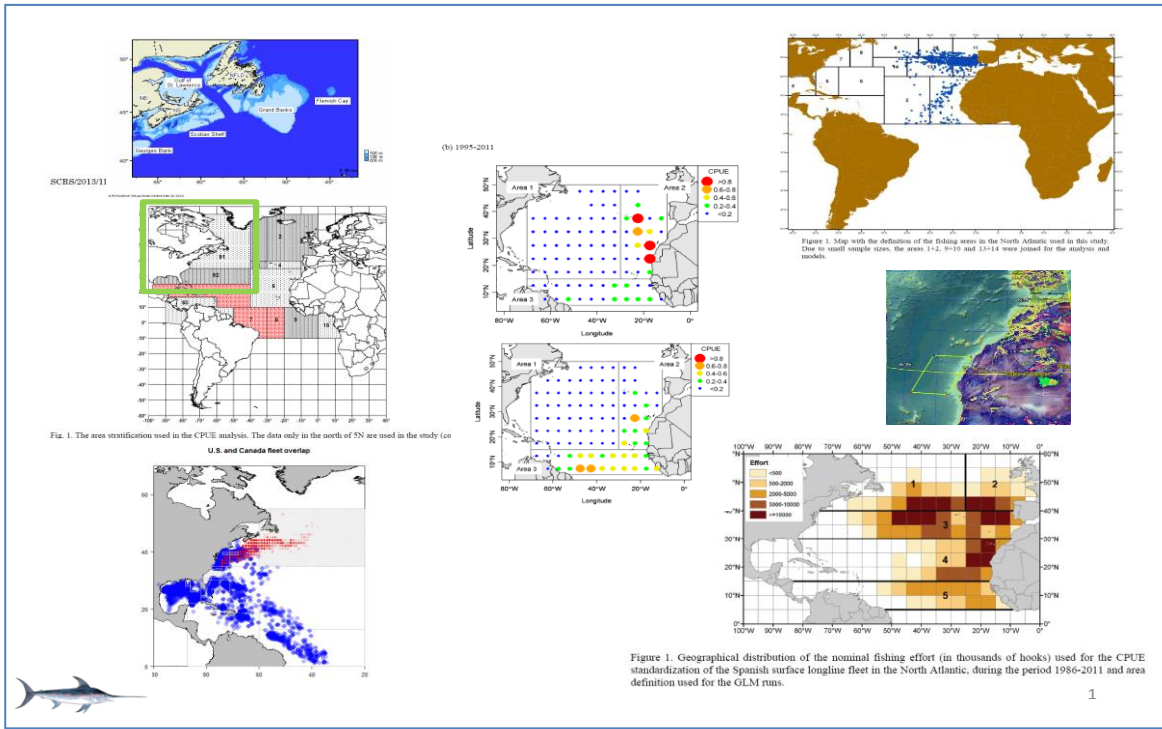
Given the strong correlations outlined above, catchability of ten CPUE time series were allowed to vary according to the size of the AWP. Of the ten CPUE time series considered, seven fleets had estimates of the slope parameter significantly different from zero (**Figures 14-16**).

## Discussion

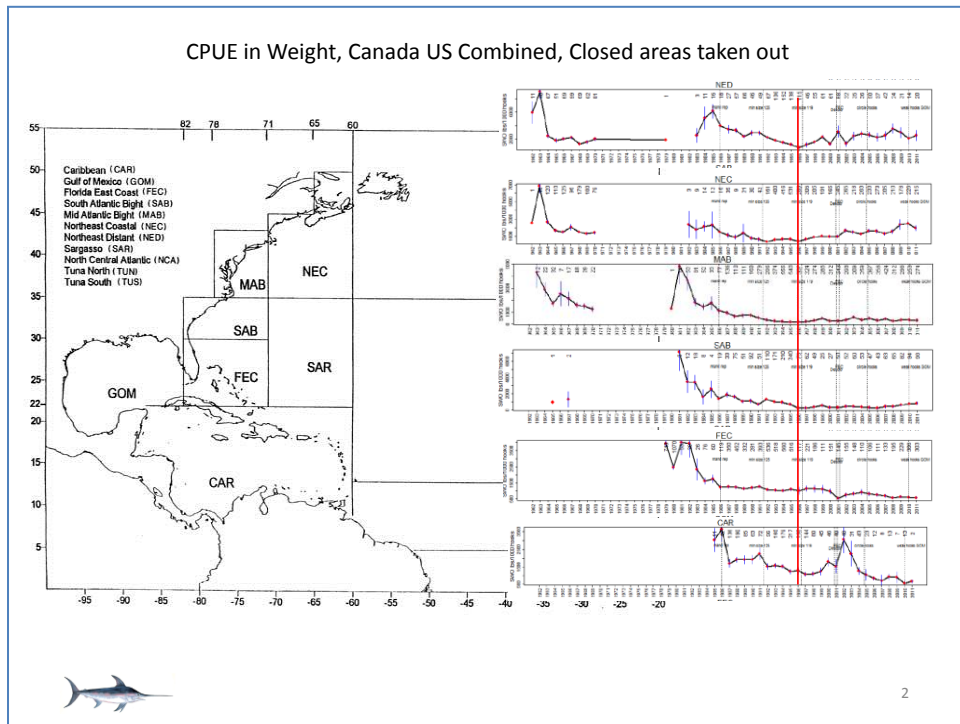
This study sought to address three questions: (1) is there sufficient evidence to conclude that there has been a recent poleward shift in the Swordfish distribution in the north Atlantic; (2) if so, can this shift be quantified and are we making managerial progress by accounting for it within the stock assessment model; and (3) assuming number one is true, is this poleward shift unidirectional, or are we merely observing an abbreviated section of a reoccurring decadal cycle, the direction of which could change again sometime in the future.

I believe there is sufficient evidence to conclude the distribution of northern Swordfish has changed from what is was prior to 1996. Furthermore, I believe that this is likely due to a change in one or more environmental factors, be they related to oceanography, prey distribution, or both. I also think that attempting to account for this redistribution within the stock assessment model is the correct approach. It can help account for conflicting indices and provide a more precise fit the observational data. It is difficult to know if this shift is unidirectional. However, if it is in fact a function of the size of the AWP or one of its correlated indices, such as the AMO, then we may see the trend shift again as these indices change direction. However, there is no way of knowing exactly what these indices will do in the future (yet).





**Figure 1.** Distribution areas used in the standardization of the CPUEs of the different fleets.



**Figure 2.** Canada and USA combined standardized CPUE in weight. Closed areas have not been included in the standardization.

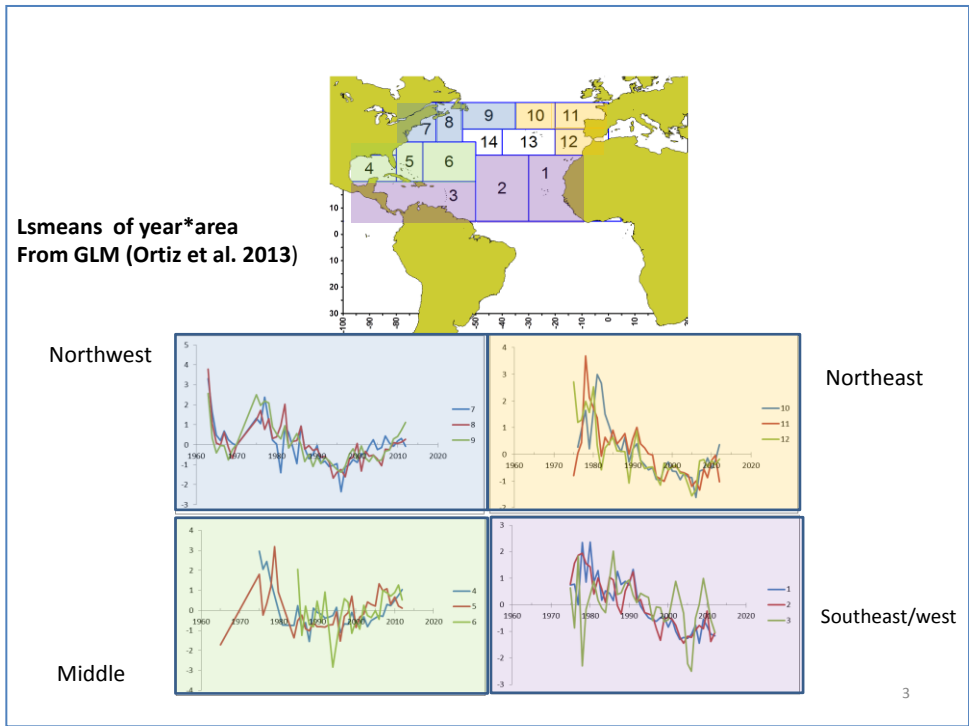


Figure 3. Least square means of the interaction year\*area from GLM (Ortiz *et al.* 2013).

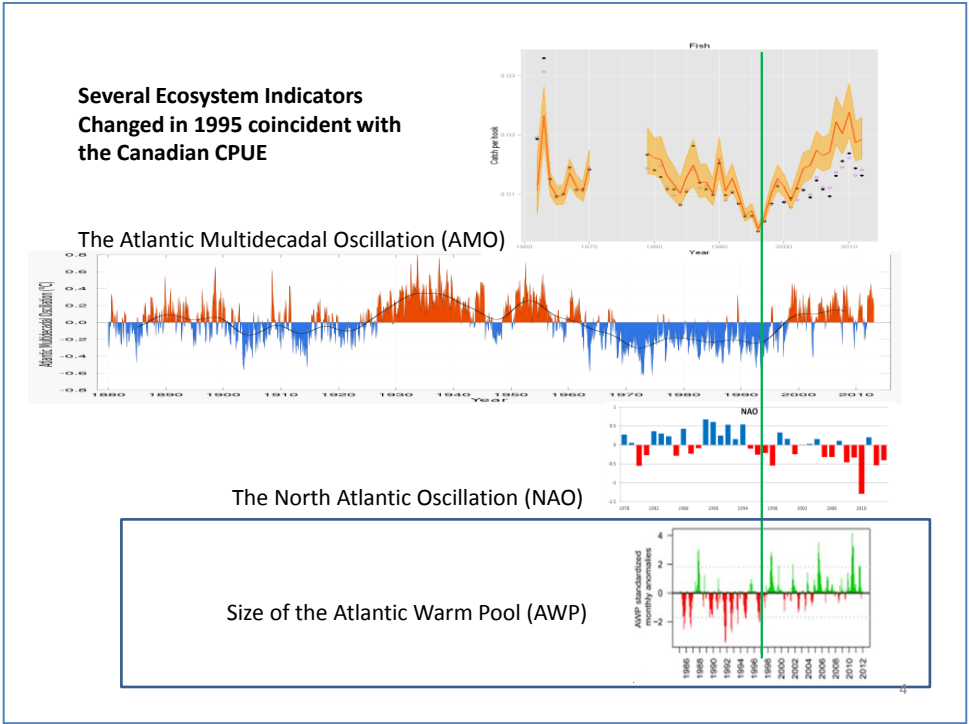
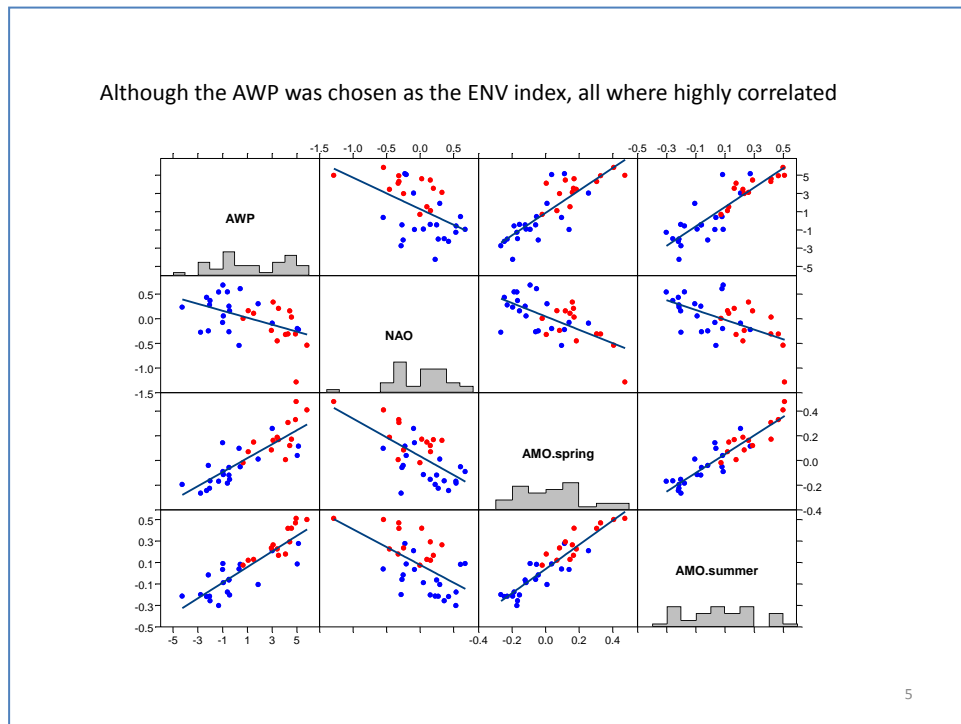
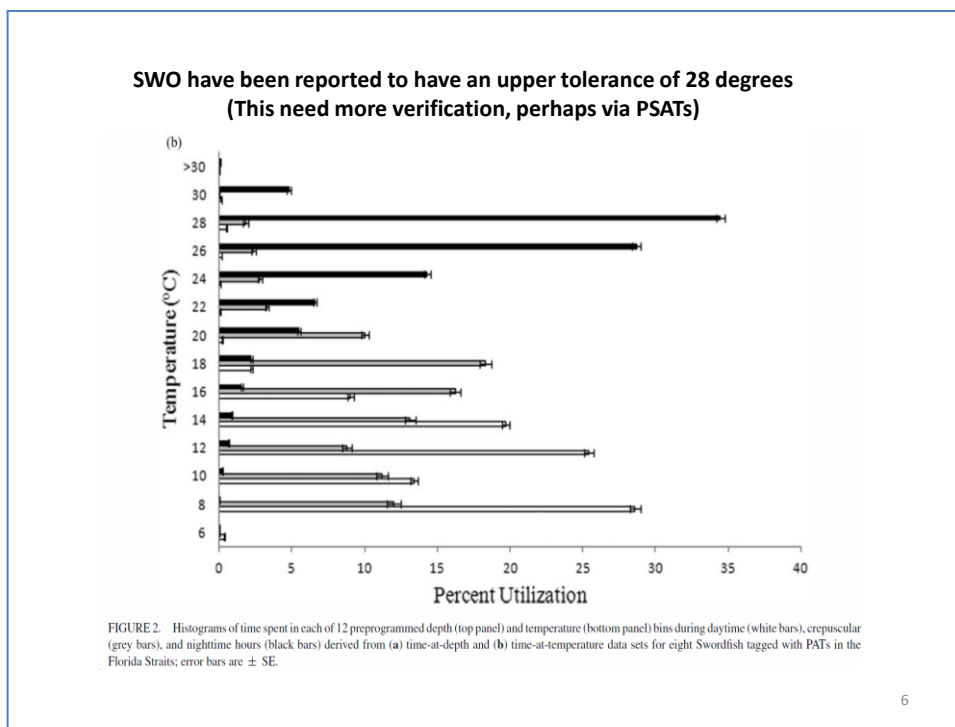


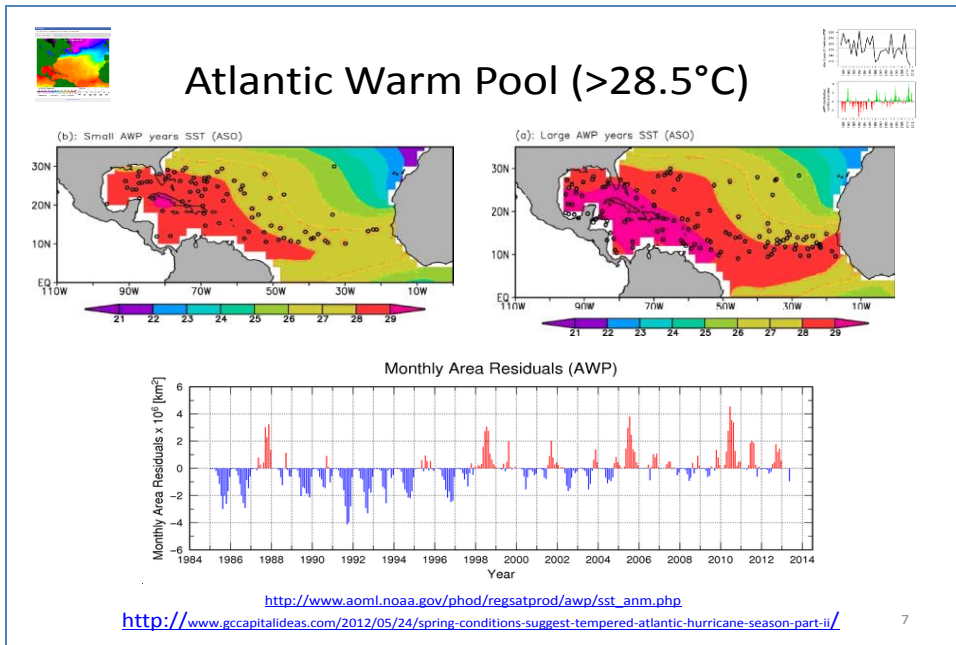
Figure 4. Trend of several Ecosystem indicators showing the effect of the 1995 change on the Canadian CPUE.



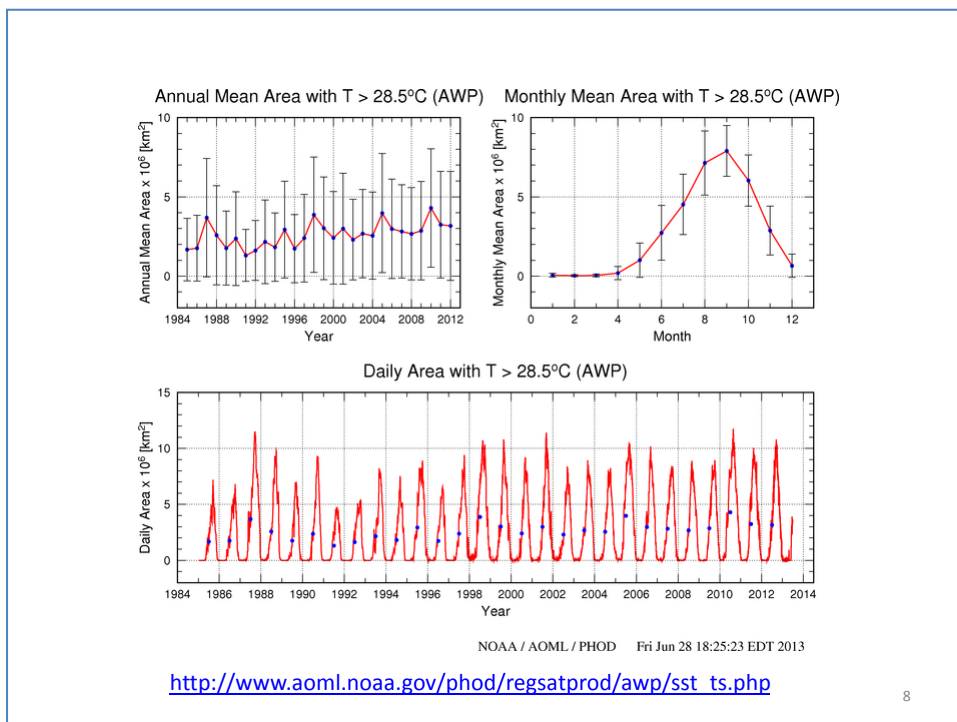
**Figure 5.** Effect of the ecosystem indicators on the indices of abundance. While temperature is one of the most common explanatory variables used to account for changes in the distributions in fish, all indicators are highly correlated.



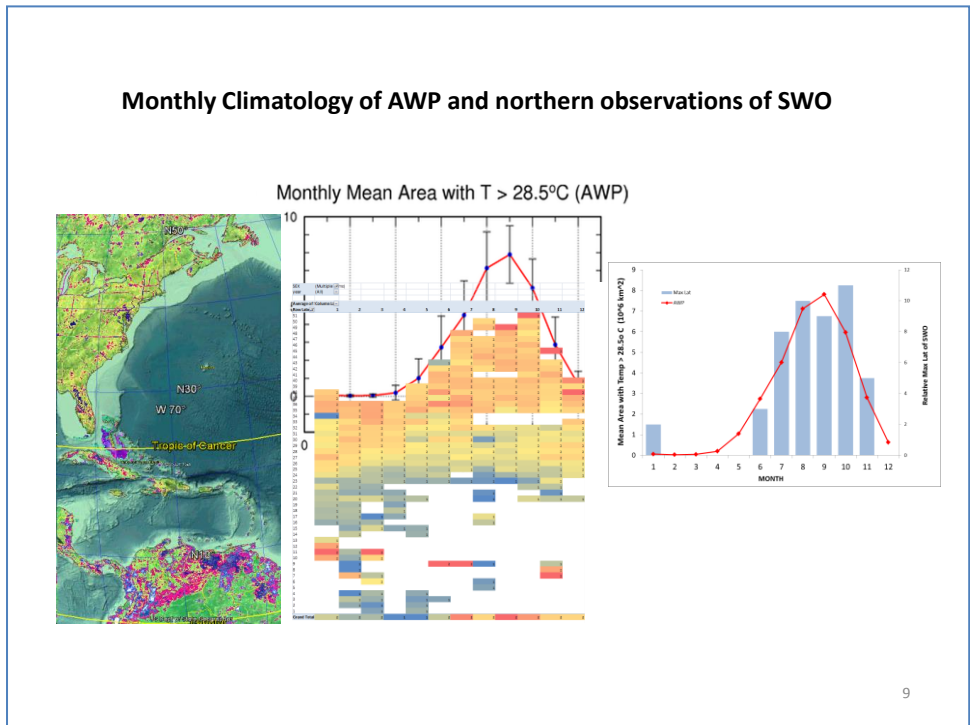
**Figure 6.** Histograms of time spent in each of 12 programmed temperature bins during daytime (white bars), crepuscular (grey bars), and nighttime hours (black bars) derived from time-at-temperature data sets for eight swordfish tagged with PATs in the Florida Straits; error bars are  $\pm$ SE.



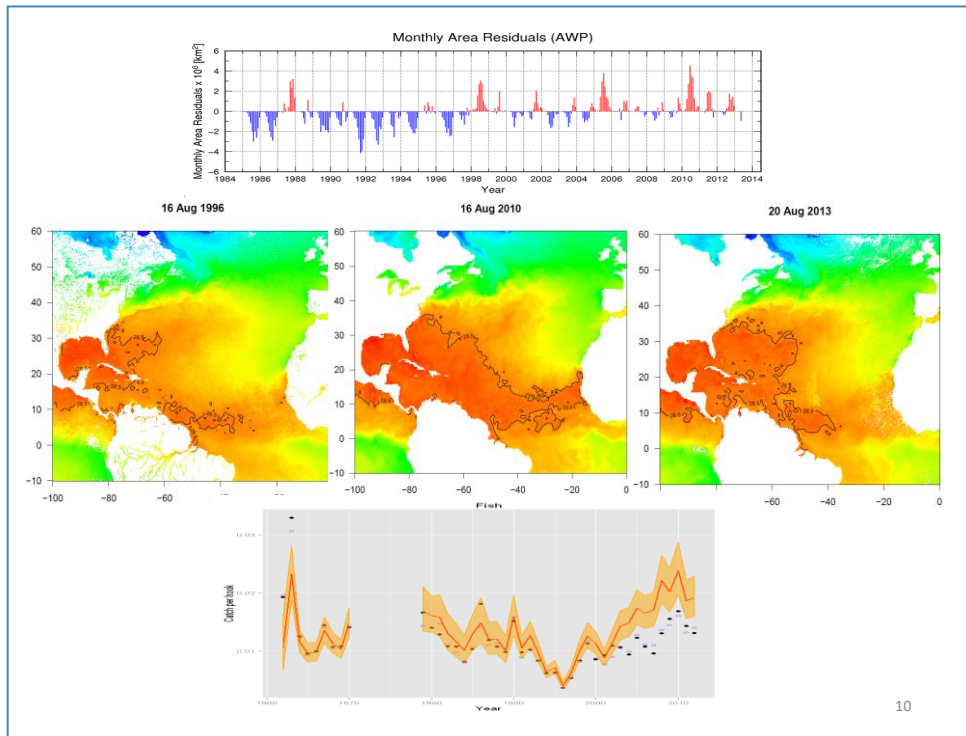
**Figure 7.** Distribution of the Atlantic Warm Pool (AWP) (>28.5° C.)



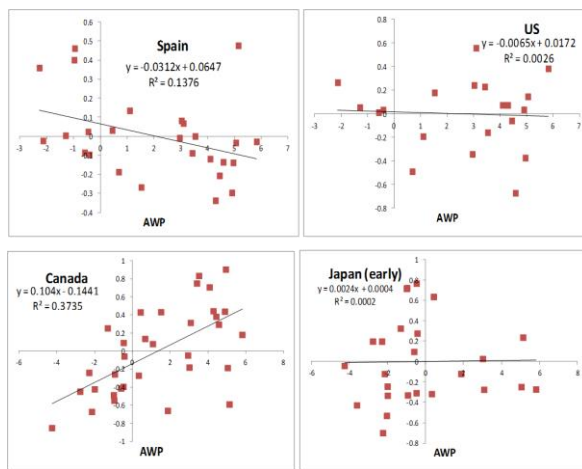
**Figure 8.** Yearly, monthly and daily distribution of the AWP.



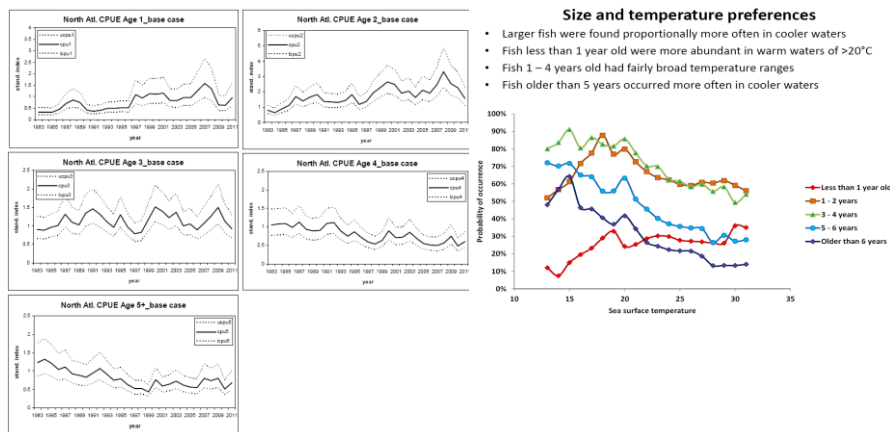
**Figure 9.** Monthly climatology of AWP and northern observations of swordfish.



**Figure 10.** Distribution and monthly AWP residuals.



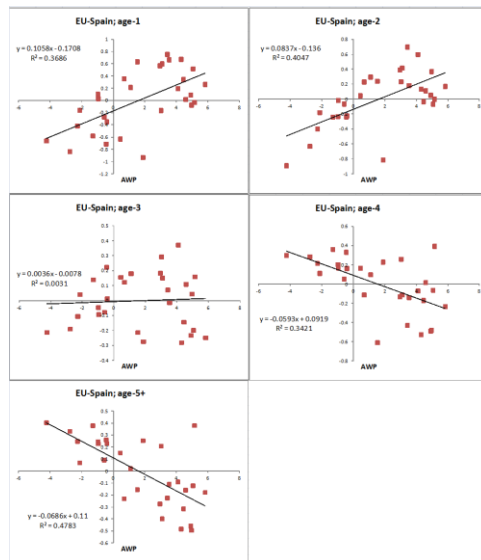
**Figure 11.** Deviations from the observed and expected CPUE regressed against the size of the AWP from Run\_5 (the model that does not include the ENV effect on catchability).



**Figure 4.** Annual change of the standardized catch rates in number of fish per thousand hooks for ages (1-5+) sex combined, and 95% confidence intervals obtained in the North Atlantic for the period 1983-2011.



**Figure 12.** Temperature preferences of swordfish by sizes and age-specific standardized CPUE.



**Figure 13.** Deviations from observed and expected Spanish age-specific CPUE regressed against the size of the AWP. The catchability of these fleets were not allowed to vary with the AWP index.

## Fleet Catchability

$$Q_y = Q_{base} * \exp(\beta * AWP_y)$$

where  $\beta$  is the new estimated parameter that describes the slope of the regression; is it different from 0?

- **Run\_5\_ENV:** Canadian, US, and Japan catchability (Q) was made a function of the size of the AWP (mean area with  $T \geq 28.5^\circ\text{C}$  for that year in units of  $10^6 \text{ km}^2$ )
- **Run\_5\_ENV\_v2:** Spanish age-specific CPUE's were also given a ENV link

14

**Figure 14.** Catchability estimates specifications.



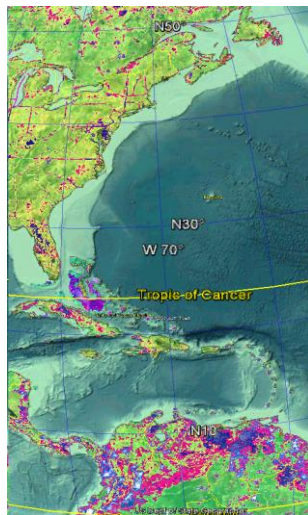
# Beta Parameter Estimates

Num	Label	Value	Parm_StDev	Value-1.96*SD	Value+1.96*SD	<> 0
74	Q_envlink_2_US_2	0.0231	0.0437	-0.0625	0.1087	
75	<b>Q_envlink_3_US_3</b>	-0.0973	0.0482	<b>-0.1917</b>	<b>-0.0029</b>	*
76	<b>Q_envlink_5_Canada_5</b>	0.1552	0.0237	<b>0.1088</b>	<b>0.2017</b>	*
77	Q_envlink_6_Japan_6	0.0345	0.0286	-0.0216	0.0906	
78	Q_envlink_7_Japan_7	0.0409	0.1534	-0.2597	0.3415	
79	<b>Q_envlink_13_Age-1</b>	0.1317	0.0295	<b>0.0738</b>	<b>0.1896</b>	*
80	<b>Q_envlink_14_Age-2</b>	0.0991	0.0235	<b>0.0531</b>	<b>0.1451</b>	*
81	<b>Q_envlink_15_Age-3</b>	0.0316	0.0141	<b>0.0039</b>	<b>0.0593</b>	*
82	<b>Q_envlink_16_Age-4</b>	-0.0528	0.0215	<b>-0.0950</b>	<b>-0.0106</b>	*
83	<b>Q_envlink_17_Age-5+</b>	-0.0371	0.0199	-0.0761	0.0020	*

15

Figure 15. Beta parameter estimates.

## Increase in Availability or Stock Size



Q > North



Q > North  
Q < South



Figure 16. Increase in availability or stock size.



## KOBE II STRATEGY MATRICES FOR NORTH ATLANTIC SWORDFISH BASED ON CATCH, FISHING MORTALITY AND HARVEST CONTROL RULES

Laurence T. Kell<sup>1</sup>, Josetxu Ortiz de Urbina<sup>2</sup>, Paul De Bruyn<sup>1</sup>

### SUMMARY

*Scientific stock assessment advice given by the SCRS is presented in the form of the Kobe II Strategy Matrix (K2SM). Traditionally the K2SM shows the probabilities by year for different catches of achieving the management objective of ensuring that the stock biomass is greater than BMSY and fishing mortality less than FMSY. However, a K2SM can also be used, as in this paper, to help guide discussion about choice of reference points for use as part of a Harvest Control Rule.*

### RÉSUMÉ

*L'avis formulé par le SCRS sur l'évaluation scientifique des stocks est présenté sous la forme de la matrice de stratégie de Kobe II (K2SM). Traditionnellement, la K2SM montre les probabilités par année pour différentes prises d'atteindre l'objectif de gestion de garantir que la biomasse du stock est supérieure à  $B_{PME}$  et que la mortalité par pêche est inférieure à  $F_{PME}$ . Toutefois, une K2SM peut aussi être utilisée, comme dans le présent document, pour aider à orienter les discussions sur le choix des points de référence à utiliser dans le cadre d'une norme de contrôle de la ponction.*

### RESUMEN

*El asesoramiento científico de las evaluaciones de stock facilitado por el SCRS se presenta en forma de matriz de estrategia de Kobe II (K2SM). Tradicionalmente, la K2SM muestra las probabilidades por año de las diferentes capturas de conseguir los objetivos de ordenación de garantizar que la biomasa del stock es mayor que la  $B_{RMS}$  y que la mortalidad por pesca es inferior a la  $B_{RMS}$ . Sin embargo, la K2SM puede utilizarse también, como en este documento, para orientar los debates sobre la elección de puntos de referencia para su utilización como parte de una norma de control de la captura.*

### KEYWORDS

*Advice, ASPIC, Biomass Dynamic, Harvest Control Rule, Kobe II Strategy Matrix, Management, Projections, Stock Assessment*

## 1. Introduction

Advice by the SCRS, in common with other tuna Regional Fisheries Management Organisations (trFMOs), is presented in the form of the Kobe II Strategy Matrix (K2SM). The K2SM shows for different levels of total allowable catch (TAC) the probabilities by year the stock biomass is greater than BMSY and fishing mortality less than FMSY. I.e. of achieving the main management objective of ICCAT ensuring that high continuing catches.

The Commission has asked the SCRS to develop Limit Reference Points (LRPs) for North Atlantic swordfish (Rec. 11-02) that will trigger a rebuilding plan when biomass drops below the LRP. The FAO Technical Consultation on the Precautionary Approach to Capture Fisheries (FAO, 1996) recommended the use of a harvest control rule (HCR) to specify in advance what actions should be taken when a LRP is reached. This requires advice to be based not on a range of TACs but on a HCR, where choices have to be made about target fishing mortality, and other reference points, see **Figure 1** for the generic ICCAT HCR (ICCAT, 2012).

<sup>1</sup>ICCAT Secretariat, C/Corazón de María, 8. 28002 Madrid, Spain; Laurie.Kell@iccat.int; Phone: +34 914 165 600 Fax: +34 914 152 612.

<sup>2</sup>Instituto Español de Oceanografía IEO- CO Málaga, Pto. Pesquero s/n, 29640 Fuengirola (Málaga), Spain; urbina@ma.ieo.es; Phone: +34 952 19 71 24 Fax: +34 952 46 38 08.

Therefore in this paper we compare traditional K2SM advice based on TACs, to K2SMs based on target fishing mortalities and a HCR with a range of fishing mortality and biomass reference points based on Maximum Sustainable Yield (MSY) for North Atlantic swordfish based on the 2013 stock assessment. The K2SM in this paper are not those used in the North Atlantic Swordfish Executive Summary. They are simply intended to illustrate the difference between K2SMs conditioned on different types of projection.

## **2. Materials and methods**

### **2.1 Harvest Control Rule**

SCRS2013-150 summarised the rationale used by the Albacore Group to propose an interim Limit Reference Point (iLRP) and its use as part of a HCR. The approach taken by the albacore group is based on that adopted by the IOTC. Where in the determination of appropriate reference points and harvest control rules, consideration must be given to major uncertainties, including the uncertainty about the status of the stocks relative to reference points. IOTC will also assess through management strategy evaluation the performance of reference points, including any interim reference points, and of potential harvest control rules to be applied as the status of the stocks approaches the reference points.

The scientific committee of the IOTC is therefore setting interim limit and target reference points for current use in defining limits and targets. MSE will then be used to evaluate the LRPs these as part of a HCR. The approach taken by the albacore working group allowed advice to be provided in the Kobe framework consistent with the Commission's decision making policy for development and application of conservation and management measures (Rec. 11-13).

In order to advance the Commission-SCRS dialogue, the Albacore WG provided information to the Commission on the basis of a range of interim HCR parameters, i.e. target fishing mortalities and biomass threshold (or buffer which if the stock fell below would result in fishing mortality being reduced).

The HCR meets the Commission's policy objectives based on the assessment outcomes, e.g.

- 1) For stocks in the green quadrant of the Kobe plot, management measures shall be designed to result in a high probability of maintaining the stock within this quadrant.
- 2) For stocks that are in the upper right yellow quadrant of the Kobe plot (overfishing), the Commission shall immediately adopt management measures designed to result in a high probability of ending overfishing in as short a period as possible.
- 3) For stocks in the red quadrant of the Kobe plot (overfishing and overfished), the Commission shall immediately adopt management measures, designed to result in a high probability of ending overfishing in as short a period as possible and the Commission shall adopt a plan to rebuild these stocks, and
- 4) For stocks in the lower left yellow quadrant of the Kobe plot (overfished but no overfishing), the Commission shall adopt management measures designed to rebuild these stocks in as short a period as possible.

### **2.2 Stock assessment**

The data used are the results from Run 2 of the ASPIC assessment Prager *et al.* (1996) for the North Atlantic swordfish stock.

During the stock assessment meeting the ASPIC base model was projected to the year 2022 under constant TAC scenarios of 8 to 20 thousand tonnes. Catch in year 2012 was assumed to be the reported catch plus the average of the last three years (2009-11) for those CPCs that have not reported swordfish catches as of September 5, 2013 (i.e. 14,038 t)

### **2.3 Projections**

Three sets of projections were conducted, i.e. based on a range of i) TACs, ii) target fishing mortalities and iii) target fishing mortalities and biomass thresholds as part of a HCR.

In the case of the HCR, the stock was projected for three years for the fishing mortality based on the assessed stock biomass, a TAC was then estimated by taking the average catch for the three projected years. Other algorithms for setting the TAC could be explored, see SCRS2013-33. This would require discussion and subsequent simulation testing.

## 2.4 Software

Software used was a biomass production model implemented as a package in R, this allows it to be used with a variety of other packages for plotting, summarizing results and to be simulation tested, e.g. as part of the FLR tools for management strategy evaluation (Kell *et al.*, 2007).

## 3. Results

Stock assessment results are shown in **Figures 2, 3 and 4**; **Figure 2** shows the time series of stock biomass relative to BMSY and harvest rate relative to FMSY. The corresponding Kobe phase plot, **Figure 3**, the historic median, boot strapped estimates and marginal densities for 2011 of stock biomass relative to BMSY and harvest rate relative to FMSY. The probabilities of being in the green, red and yellow zones of the Kobe phase plot are summarised as a pie chart in **Figure 4**. To help provide a consistent framework for presentation simulation of HCRs, the results are presented in a similar format as for North Atlantic albacore (SCRS2103-XXX). The Kobe II Strategy matrix, showing the joint probabilities of  $B > BMSY$  and  $F < FMSY$  is presented in **Table 1**. There are 5 types of projection i.e. 3 HCRs with different  $B_{Thresholds}$ , constant F and constant catch. In the case of the HCRs and the constant F projections the different F targets are shown by row. **Table 2** shows the probabilities of  $F < FMSY$  and **Table 3** for  $B > BMSY$ .

The associated catches, i.e. mean in next 3 years and cumulative for 5,10 and 15 years are summarised in **Table 4**.

## 4. Discussion

A K2SM constructed using TAC projections was compared with K2SMs based on constant F projections and the generic ICCAT HCR with a range of values for  $F_{Target}$  and  $B_{Thresholds}$ . Since the stock is in the green Kobe phase plot quadrant little difference was seen in the projected outcomes for TACs below BMSY and fishing mortalities below FMSY. The main difference was in at high fishing mortalities when the stock fell below the  $B_{Threshold}$  and the HCR caused fishing mortality and hence catches to be reduced then increased in a three year cycle.

An objective of simulating a HCR was to help guide discussion and create a dialogue between the SCRS and the Commission not just on the level of TAC but on what is meant by high probability and as short as possible. For example if the stock falls below BMSY how quickly should F and catches be reduced in order to recover the stock. Also what should be the probability that the stock is greater than BMSY so that the recovery plan is successful.

While it is recognised that different assessment methods will provide alternative estimates of uncertainty it is still possible to provide information to the Commission on the basis of a range of interim HCR parameter values which would meet the Commissions policy based on assessment outcomes as done for North Atlantic albacore. Where a HCR was used to provide a range of time-frames and probability levels for achieving Commissions objectives (as established in Rec. 11-13).

The Precautionary Approach (PA, Garcia (1996)) recommends the use of a harvest control rule (HCR) to specify in advance what actions should be taken when limits are reached and requires stock status to be assessed relative to limits and targets. The proposed HCR is therefore consistent with the Precautionary Approach, which requires the prediction of outcomes of alternative management measures for reaching the targets and avoiding limits. In addition the PA requires a characterisation of uncertainty and imposes specific needs for research, stock assessments, monitoring and management. Particularly, since although HCRs may include several precautionary elements, it does not necessarily follow that they will be precautionary in practice Kirkwood and Smith (1995). Since many harvest control rules are not evaluated formally to determine the extent to which they achieve the goals for which they were designed, given the uncertainty inherent in the system being managed Punt (2008).

It is therefore important to consider appropriate sources of uncertainty; traditional stock assessments mainly considers only uncertainty in observations and process (e.g. recruitment). However, uncertainty about the actual dynamics (i.e. model uncertainty) has a larger impact on achieving management objectives (Punt 2008). Therefore when providing management advice it is important to consider appropriate sources of uncertainty. That is why it is better to consider Management Procedures (MP) or management strategies which are the combination of the available pseudo-data, the stock assessment used to derive estimates of stock status and the management model or Harvest Control Rule (HCR) that generates the management outcomes. Then to test these using Management Strategy Evaluation (MSE) to evaluate the impact of the main sources of uncertainty inherent in the system being managed (Cooke (1999), McAllister *et al.* (1999)).

For example SCRS2013-162 showed that there is considerable uncertainty about the indices of abundance used in the assessment for North Atlantic swordfish which is will have a greater impact on outcomes than the assumptions about process and measurement error. .

### **Bibliography**

- Cooke, J. (1999). Improvement of fishery-management advice through simulation testing of harvest algorithms. *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil*, 56(6):797.
- Garcia, S. (1996). The precautionary approach to fisheries and its implications for fishery research, technology and management: an updated review. *FAO Fisheries Technical Paper*, pages 1{76.
- L. Kell, I. Mosqueira, P. Grosjean, J. Fromentin, D. Garcia, R. Hillary, E. Jardim, S. Mardle, M. Pastors, J. Poos, *et al.* Flr: an open-source framework for the evaluation and development of management strategies. *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil*, 64(4):640, 2007.
- Kirkwood, G. and Smith, A. (1995). Assessing the precautionary nature of fishery management strategies. *Fisheries and Agriculture Organization. Precautionary approach to fisheries. Part, 2.*
- McAllister, M., Starr, P., Restrepo, V., and Kirkwood, G. (1999). Formulating quantitative methods to evaluate fishery-management systems: what fishery processes should be modelled and what trade-offs should be made? *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil*, 56(6):900{916.
- Prager, M., Goodyear, C., and Scott, G. (1996). Application of a surplus production model to a swordfish like simulated stock with time-changing gear selectivity. *Transactions of the American Fisheries Society*, 125(5):729{740.
- Punt, A. (2008). Refocusing stock assessment in support of policy evaluation. *Fisheries for Global Welfare and Environment*, pages 139{152.

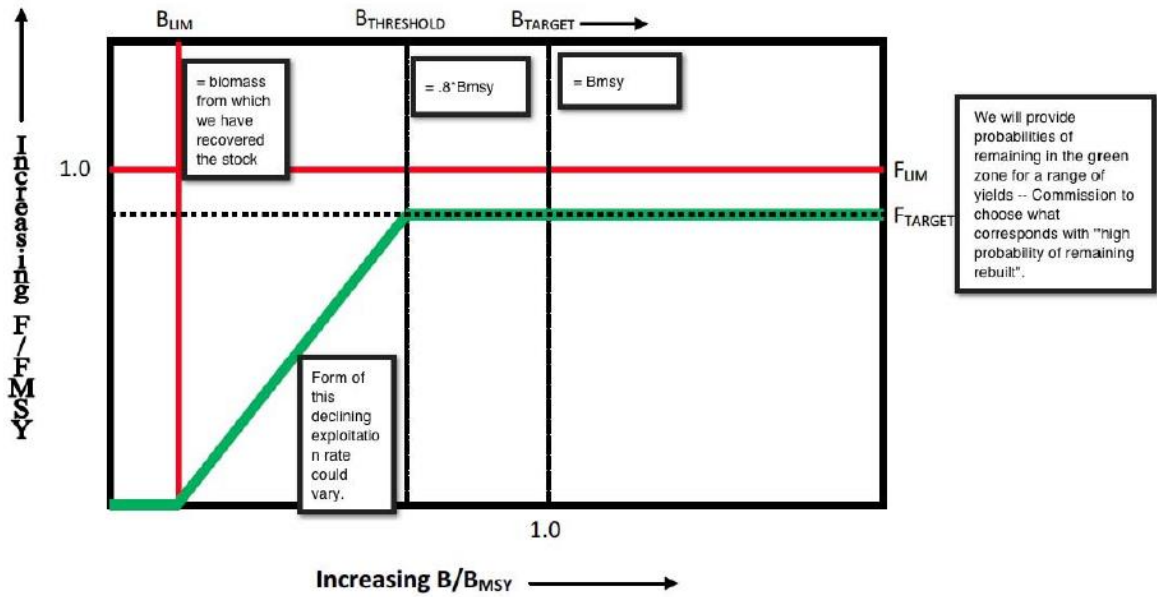


**Table 3.** Kobe II Strategy matrix, showing probabilities of  $B > B_{MSY}$  for HCR with different  $B_{Tresholds}$  by  $F_{Targets}$ , constant F and constant catch projections.

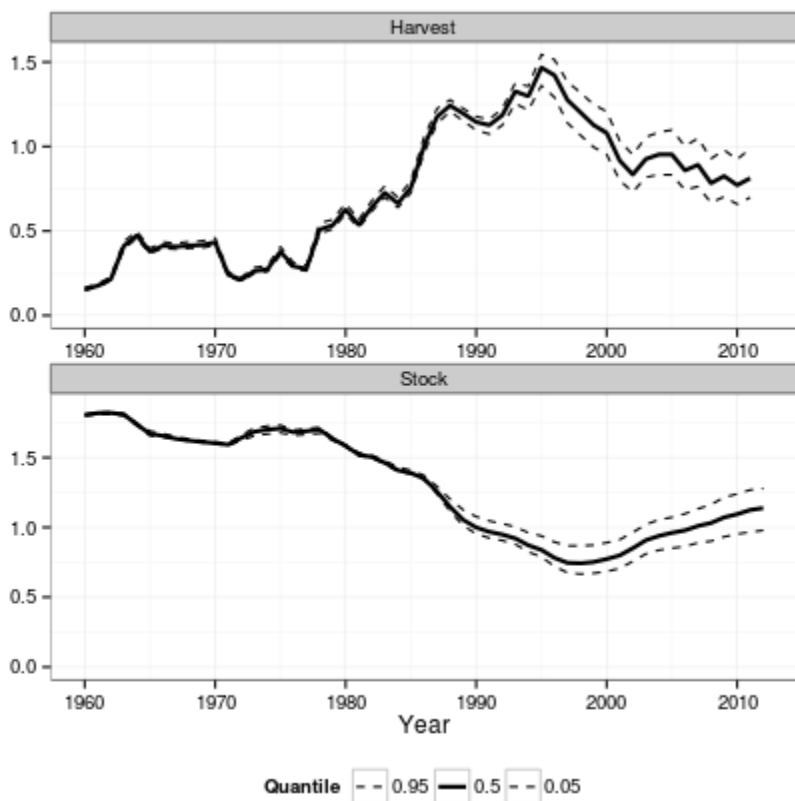
Harvest Control Rule		2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031
Threshold 0.6 $B_{MSY}$	$F_{MSY}$ times 0.75	93	92	95	96	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.80	93	92	95	96	97	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.85	93	92	94	95	96	97	99	99	99	99	99	99	99	100	100	100	100	100
	0.90	93	92	94	95	96	96	96	99	99	99	99	99	99	99	100	100	100	100
	0.95	93	92	93	94	95	95	96	96	97	99	99	99	99	99	99	99	99	99
	1.00	93	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92
Threshold 0.8 $B_{MSY}$	$F_{MSY}$ times 0.75	93	92	95	96	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.80	93	92	95	96	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.85	93	92	95	96	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.90	93	92	95	96	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.95	93	92	95	96	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	1.00	93	92	95	96	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Threshold 1.0 $B_{MSY}$	$F_{MSY}$ times 0.75	93	92	95	97	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.80	93	92	95	97	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.85	93	92	95	97	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.90	93	92	95	97	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.95	93	92	95	97	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	1.00	93	92	95	97	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Constant F	$F_{MSY}$ times 0.75	93	92	95	96	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.80	93	92	95	96	97	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.85	93	92	94	95	96	98	99	99	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100
	0.90	93	92	94	95	96	96	97	99	99	99	99	99	99	99	100	100	100	100
	0.95	93	92	93	94	95	95	96	96	97	99	99	99	99	99	99	99	99	99
	1.00	93	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92
Constant Catch	TAC	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031
	800	93	92	96	96	99	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	900	93	92	95	96	98	99	99	99	99	99	99	100	100	100	100	100	100	100
	1000	93	92	95	96	96	97	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99
	1100	93	92	94	95	96	96	96	97	99	99	99	99	99	99	99	99	99	99
	1200	93	92	93	94	95	95	96	96	96	96	97	97	97	97	97	97	97	97
	1300	93	92	93	93	93	93	93	93	93	94	94	94	94	94	94	94	94	94
	1400	93	92	91	90	88	88	86	84	81	80	78	75	74	72	70	67	65	62
	1500	93	92	90	85	80	72	61	49	37	27	19	13	9	7	5	4	3	2
	1600	93	92	87	78	61	38	18	8	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0
	1700	93	92	84	63	31	9	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1800	93	92	80	44	9	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1900	93	92	75	25	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
2000	93	92	67	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	

**Table 4.** Catches, i.e. mean in next 3 years and cumulative for 5,10 and 15 years, for HCR with different  $B_{Tresholds}$  by  $F_{Targets}$ , constant F and constant catch projections.

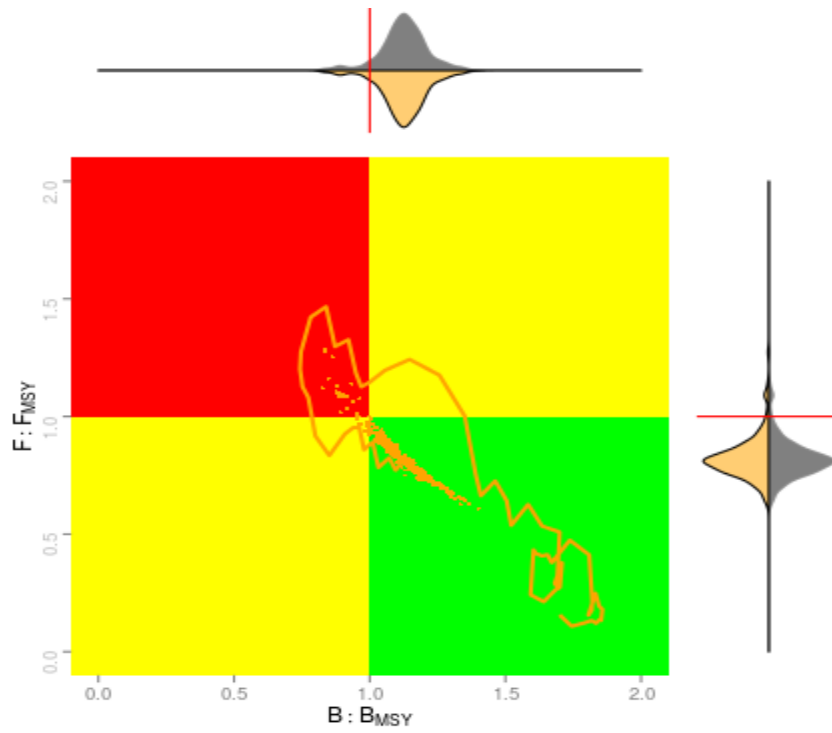
Harvest Control Rule	$F$ times $F_{MSY}$	Mean		Cumulative		
		2014 – 2016	2014 – 2016	2014 – 2016	2014 – 2016	2014 – 2016
Threshold 0.6 $B_{MSY}$	0.75	12	60	122	186	
	0.80	12	63	127	192	
	0.85	13	65	132	198	
	0.90	14	68	136	203	
	0.95	14	71	139	207	
	1.00	15	73	143	211	
Threshold 0.8 $B_{MSY}$	0.75	12	60	122	186	
	0.80	12	63	127	192	
	0.85	13	65	132	198	
	0.90	14	68	136	203	
	0.95	14	71	139	207	
	1.00	15	73	143	211	
Threshold 1.0 $B_{MSY}$	0.75	12	60	122	186	
	0.80	12	62	127	192	
	0.85	13	65	131	198	
	0.90	14	68	135	203	
	0.95	14	70	139	207	
	1.00	15	73	142	211	
Constant F	$F_{MSY}$ times 0.75	12	60	122	186	
	0.80	12	63	127	192	
	0.85	13	65	132	198	
	0.90	14	68	136	203	
	0.95	14	71	139	207	
	1.00	15	73	143	211	
Constant Catch	TAC	Mean	Cumulative	Cumulative	Cumulative	
		2014 – 2016	2014 – 2016	2014 – 2016	2014 – 2016	
	800	8	40	80	120	
	900	9	45	90	135	
	1000	10	50	100	150	
	1100	11	55	110	165	
	1200	12	60	120	180	
	1300	13	65	130	195	
	1400	14	70	140	210	
	1500	15	75	150	-	
1600	16	80	160	-		
1700	17	85	-	-		
1800	18	90	-	-		
1900	19	95	-	-		
2000	20	100	-	-		



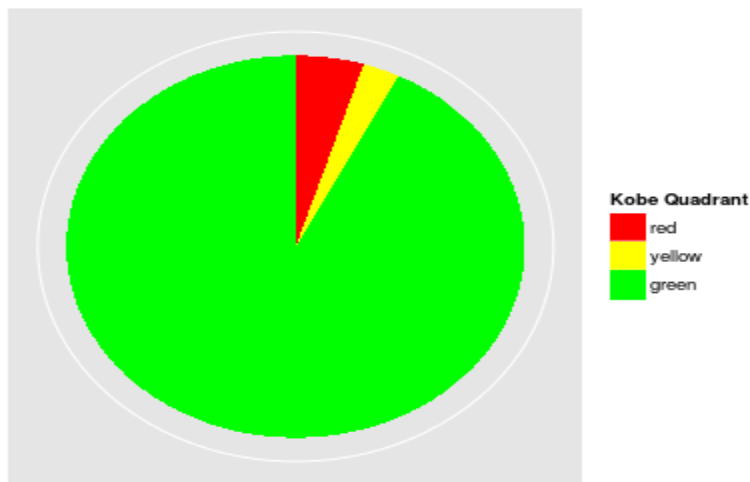
**Figure 1.** Harvest Control Rule and Limit Reference Points for North Atlantic swordfish that uses the template developed by the Stock Assessment Methods Working Group.



**Figure 2.** Estimates of stock biomass relative to BMSY and harvest rate relative to FMSY.



**Figure 3.** Kobe phase plot showing historic median (line), boot strapped (points) estimates and marginal densities of stock biomass relative to BMSY and harvest rate relative to FMSY.



**Figure 4.** Pie chart show the probabilities of being in the green, red and yellow zones of the Kobe phase plot.