

REPORT OF THE 2013 ICCAT NORTH AND SOUTH ATLANTIC ALBACORE DATA PREPARATORY MEETING

(Madrid, Spain - April 22 to 26, 2013)

SUMMARY

ICCAT Albacore Data Preparatory Meeting was held in Madrid, Spain, 22-26 April 2013. The objective of the meeting was to review and prepare the data required to carry out stock assessments on North and South Atlantic stocks.

RÉSUMÉ

Réunion de préparation des données sur le germon a eu lieu à Madrid (Espagne) du 22 au 26 avril 2013. L'objectif de cette réunion consistait à réviser et préparer les données nécessaires aux évaluations des stocks de l'Atlantique Nord et Sud.

RESUMEN

Reunión preparatoria de datos de atún blanco se celebró en Madrid, España, del 22 al 26 de abril de 2013. El objetivo de la reunión era revisar y preparar los datos necesarios para llevar a cabo evaluaciones de los stocks norte y sur del Atlántico.

1. Opening, adoption of 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. Haritz Arrizabalaga (EC-Spain), the Albacore Species Group Rapporteur, chaired the meeting. Dr. Arrizabalaga welcomed meeting participants and highlighted that the Atlantic albacore stock assessment process, including this data preparatory meeting, will be peer reviewed. He then welcomed Dr. Adam Langley, participating at the meeting as peer reviewer. Dr. Arrizabalaga proceeded to review the Agenda which was adopted without any changes (**Appendix 1**).

The List of Participants is included in **Appendix 2**. The List of Documents presented at the meeting is attached as **Appendix 3**. The following participants served as Rapporteurs:

P. Pallarés	Items 1 and 12
J.M. Ortiz de Urbina and M. Pons	Item 2
M. Ortiz and C. Palma	Items 3, 4 and 5
G. Diaz	Item 6
P. de Bruyn	Items 7
P. de Bruyn, G. Diaz, M. Schrippa, G. Merino	Item 8
L. Kell and G. Merino and P. de Bruyn	Item 9
R. Cosgrove	Item 10
H. Arrizabalaga	Items 11

2. Review of historical and new information on biology, including tagging information

As far as 2013 North and South albacore 2013 stock assessment is concerned, no new relevant information on biology was made available to the Group. Thus, the biological parameters for both stocks remain the same as in previous assessments.

Table 1 reports the currently assumed biological parameters for the northern stock. Modeling growth for the North Atlantic albacore stock is based on the growth parameters estimated by Bard (1981): $L_{\infty} = 124.74$; $k = 0.23$; $t_0 = -0.9892$. Conversion factors for length-weight relationships, parameters to be applied in the assessment are those estimated by Santiago (1993), and included in the Chapter 2 of the *ICCAT Manual* for Atlantic albacore (<http://www.iccat.int/en/ICCATManual.htm>). The assumed maturity vector is 50% mature at age 5 and completely mature onwards (Bard, 1981). As for the natural mortality, it is assumed to be equal to 0.3 for all age classes. In addition, based on analyses conducted during the last stock assessment session, an age-varying natural mortality vector for ages 1 to 15 is also available (Anon., 2010).

Additionally, it is assumed that there is a 1:1 sex ratio before sexual maturity is reached; this has been observed for several albacore stocks including the North Pacific (Foreman, 1980) and North Atlantic (Bard, 1981; Santiago, 2004). However, a higher proportion of males in the larger length classes have been reported: as size increases, the proportion of males also increases up to a size where almost no females are found, which might be due to differential growth and/or mortality. After reaching sexual maturity, the percentage of females per size class sharply decreases and males prevail among individuals larger than 85 cm (**Figure 1**).

During the 2009 North Atlantic stock assessment session, a comprehensive revision of the historical tagging information was conducted by national scientists and ICCAT Secretariat (Anon. 2010). This information was considered in some of the sensitivity MFCL runs. Tagging intensity varied considerably between years. During 1989 and 1991, albacore research tagging cruises were conducted. In this period, a relatively high number of releases occurred. The Group considered that further use of tagging data in the MFCL model might be restricted to this homogeneous period of time, instead of considering the full period.

Table 2 shows the currently assumed biological parameters for the southern stock. South Atlantic albacore growth parameters are based on a comprehensive study by Lee and Yeh (2007): $L_{\infty} = 147.5$; $k = 0.126$; $t_0 = -1.89$. Conversion factors for length-weight relationships, parameters to be used in the assessment, are those estimated by Penney (1994) which are described in Chapter 2 of the *ICCAT Manual* for Atlantic albacore. Assumed maturity is 50% mature at age 5 and completely mature thereafter (Bard, 1981). For natural mortality, it is assumed to be equal to 0.3 for all age classes.

A compilation of the information available in the literature with regard to albacore maturity for different albacore stocks was presented to the Group. These studies provided some support for the assumption of 50% maturity at age 5 in the Atlantic. However, some studies suggested the possibility of less steep maturity ogives than those assumed for Atlantic stocks. Furthermore, the Group was informed of the results of a broad-scale sampling program addressing albacore maturity and growth in the South Pacific Ocean (Williams et al. 2012; Farley et al. 2013).

In the ensuing discussion, the Group agreed that many of the critical biological parameters for Atlantic albacore are poorly known. Knowledge of the biology of the albacore stocks underpins the advice of the SCRS since biological parameters are a critical input in the stock assessment models currently used by the Group. Hence, substantially more biological research is required to improve the quality of the scientific advice and to reduce the uncertainty associated with it.

3. Review of basic fishery statistics

The Secretariat presented the most up-to-date Task I and Task II (catch & effort and size samples) information for the northern (ALB-N) and southern (ALB-S) albacore stocks for the period 1950 up to 2011. For a consolidated view of the available statistics, the respective catalogues (ALB-N in **Table 3** and ALB-S in **Table 4**) covering the period 1980-2011 were also presented. Fisheries are ranked according to their importance (average weight of 2/3 of the time series shown on the table) in Task I. If required, this information is also available with greater detail upon a request to the Secretariat. One of the objectives of the Group was the preparation of the MFCL input files for the northern albacore stock. For this purpose, the Group increased the number of fisheries considered in the 2009 assessment from 10 to 12 after considering that a change in catchability in the Chinese Taipei LL fishery likely occurred (SCRS/2013/069). Based on this, the Group decided to split this fishery into three different time periods (year < 1987, 1987 ≤ year ≤ 1998, year ≥ 1999).

3.1 Task I (catches)

The Task I albacore summary table (which contains the catches of the three albacore stocks) is presented in **Table 5**. The Secretariat has also updated the CATDIS estimations (Task-I catch distribution by trimester and 5 by 5 degree squares of each major fishery-fleet/gear combinations) for the entire period 1950-2011. The maps of albacore catches by decade and major gear in the ICCAT Convention area are presented in **Figure 2**.

3.1.1 North Atlantic

The Group reviewed in detail the albacore northern stock (ALB-N) catch distribution by country, gear and year. Various revisions were made by the Group to Task I. Carryovers (average of two previous years) were applied to 2011 missing longline catches of Panama, Grenada, Trinidad and Tobago and Côte d'Ivoire. In addition, taking into account the spatial distribution (5 by 5 degree squares) of Task II catch and effort data of some longline fleets (Panama 2009, Philippines 2010 and 2011, Korea 2010 and 2011) with a high ($\geq 80\%$) Task-II coverage ratio, the Group agreed to adopt the Secretariat Stock (ALB-N and ALB-S) reallocation criteria (catch and effort - per stock - ratios in weight). Finally, Task I missing catches (Guatemala PS 2010) with information on Task II catch and effort were included in Task I. The corresponding CATDIS was updated accordingly.

The overall ALB-N catch in the last decade maintains a decreasing trend with some punctual peaks as the nearly 37,000 t reached in 2006. Since 2006, the decline in catches was mostly due to the decrease in the catches of the baitboat (~60% reduction in weight) and troll (~65% reduction) fisheries mainly in the Cantabrian Sea (Spanish fleet). The catch of longline fisheries (mostly associated with Chinese Taipei and Japanese fleets) have also shown a reduction of about 25% in weight. Task I nominal catch trends are shown in **Figure 3**.

To prepare the MFCL input files, the northern Atlantic albacore stock catch series (either Task I or CATDIS) were classified into 12 major fisheries (details in **Table 6**). The Task I nominal catch by fishery and year are presented in **Table 7**. The overall nominal catches by fishery and year are shown in **Figure 4**.

3.1.2 South Atlantic

The ALB-S Task I catch series were also reviewed by the Group. As for the ALB-N stock, the Group did some corrections to the southern stock catch statistics. Carryovers (average of two previous years) were applied to 2011 missing catches of Côte d'Ivoire (LL) and Argentina (PS). South African baitboat catches for 2009, 2010 and 2011, were split into baitboat and rod & reel (BB: 62%, RR: 38%) using the Task I average of 2007/08, without affecting the overall figures reported. The Uruguayan LL catch figure for 2009 was reduced from 685 t to 97 t, because the different of 588 t was already reported as part of the Japanese 2009 catches (the original Uruguayan catches included catches of Japanese vessels that operated with a fishing agreement with Uruguay). With effects on both stock, the stock breakdown of the longline catches of Panama 2009, Philippines 2010 and 2011, Korea 2010 and 2011 was carried out (explained in section 3.1.1) Guatemala PS catches of 56 t for 2010 (from Task II catch and effort) were included in Task I. The CATDIS for the ALB-S was also adjusted accordingly.

The Group noted that overall Task I nominal catch have oscillated around 24,000 t between 2006 and 2011. The catches of the major fisheries (LL: Chinese Taipei, Japan, and Brazil; BB: South Africa, Namibia, and Brazil) have shown a similar trends when compared to the overall catch. The total cumulative catches by major gear and year are shown in **Figure 5**.

Since MFCL will not be used in the assessment of the southern ALB stock, no MFCL input files were created for this region.

3.2 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 presented in the respective catalogs (ALB-N: **Table 3**, ALB-S: **Table 4**) with the "a" character within each Task II row (field DSet="t2").

3.2.1 North Atlantic

The ALB-N catalog shows that the five most important northern stock fisheries have the T2CE series almost complete for the last ten years. Recent submissions by Spain (BB and TR from 2009 onwards) and France (TW and TR for 2007 and 2011) completed the T2CE statistics. There are, however, some missing T2CE datasets for the earlier time periods and for some minor fisheries. These missing datasets should be considered by national scientists attending the meeting and, when possible, reported to the Secretariat. For ICCAT CPCs with no scientific representation at the meeting, the Secretariat should request the corresponding missing datasets.

As in the 2009 assessment, the Group worked on a Task II catch and effort dataset (1950 to 2011) for the ALB-N stock, aiming its use on the CPUE analyses (MFCL and VPA). The same approach was adopted to eliminate duplicates or dubious series: (a) select detailed information of all available series with effort reported (having units well identified), and, in which its ALB total catch (accumulated on the series, weather in number or weight) was larger than zero; (b) drop from the dataset obtained in (a), subsets with duplicated effort (“double” reporting the same effort in different datasets with partial species catch composition), or subsets without enough time (by year) or space (ICCAT sampling areas, rectangles of type: 20x20, 10x20, 10x10) resolution.

The filtered dataset was then classified into the 12 major ALB-N fisheries considered in Multifan-CL, retaining its original structure (fishery, year, flag, fleet, gear group, quarter, month, effort, effort type, catch unit [number/kg], ALB catch, other tuna catch, ALB ratio, ALB nominal CPUE).

3.2.2 South Atlantic

The ALB-S catalog shows that the five most important southern stock fisheries also have almost complete T2CE series (with exception of Namibia BB in 2003) in the last ten years. No recent submissions were received. There are also some missing T2CE datasets for the earlier time periods and for some minor fisheries. As for ALB-N, these missing datasets should be considered by national scientists present at the meeting and, when possible, reported to the Secretariat. For ICCAT CPCs with no scientific representation at the meeting, the Secretariat should request the missing datasets identified.

No specific dataset was prepared (as in ALB-N) by the Secretariat for CPUE standardization studies.

3.3 Size frequency data

Task II size data (T2SZ: size frequencies reported; CAS: catch-at-size reported) availability (per stock, year, major gear and flag) for the major fisheries are identified on the respective catalogs (ALB-N: **Table 3**, ALB-S: **Table 4**) with the characters “b” identifying T2SZ, and “c” identifying CAS available data (field DSet=“t2”).

For both stocks, Japan presented an important revision of its longline fishery CAS data for the period 1992 to 2011 which included the extent and nature of the changes. This dataset was incomplete in the ICCAT database since 2008. After a straightforward comparison of the new series against the one currently available in ICCAT (used on the 2009 assessment), no major differences were found except in some particular years. The Group decided to entirely replace the Japanese CAS series that was available at ICCAT with the newly reported CAS.

3.3.1 North Atlantic

The ALB-N catalog shows that the five most important northern stock fisheries have almost complete T2SZ/CAS series (exception to Portugal BB in 2006) for the last ten years. This was possible due to recent submissions/revisions by France (TW in 2007 and 2009) and Spain (2011, BB and TR). For earlier time series and some minor fisheries there are important gaps that should be, whenever possible, filled.

In order to be used by MFCL, all the size frequencies information was classified into the 12 MFCL fisheries (**Table 6**).

The MFCL uses as much as possible observed size samples (T2SZ). However, the Group noted that in many cases CPCs only reported CAS and no information on the size samples used to estimate CAS was made available. This is the case for Spanish BB and TR fisheries. In the 2009 assessment, the Spanish size samples used as input in the MFCL, were created (inverse process of building up the CAS) using the ratio of the fish sampled per strata (for Spain: gear/month/10x10 grid) and its corresponding number in the CAS (both elements are reported and stored in the ICCAT database) as a multiplier of the number of fish in each size class bin. The output T2SZ series was produced only for the assessment and were not permanently incorporated in the ICCAT-DB system. However, the Group considered this an important dataset for MFCL and that it should be available whenever necessary to the SCRS. The Secretariat proposed its integration in the ICCAT database bookmarked as reference dataset (for MFCL use mainly, but also used when no corresponding official data exists). It appears in the ALB-N catalog (as “b”) since 1980.

3.3.2 South Atlantic

Prior to the meeting, the Secretariat identified the missing size information bits for the major fishing fleets. The Chair circulated a special petition and only a few CPCs responded positively. With the submissions by South Africa (BB, 2008 to 2011), Brazil (BB & LL, 2007 to 2011), and Japan (LL, since 1992) the ALB-S catalog in relation to T2SZ/CAS became almost (except Namibia BB 2003) complete for the five most important southern stock fisheries. For earlier time periods and some minor fisheries there are important gaps that should be, whenever possible, filled.

The Group noted the decreasing number of fish sampled by the Japanese fleet in the southern stock since 2008. Japanese size samples since 2009 are very poor (reaching less than 5 fish sampled in 2011). Estimating size compositions of the catch (CAS) for the Japanese fleet (with an average Task I catch of about 1000 t in recent years) can be very problematic.

General discussion

In general, the Group noted that, although the catalogues show that information is available for the main fleets, the quality of the T2SZ data can be substantially improved (in cases similar to Japan), which would facilitate the work of the Group. The Group reiterated that CPCs should comply with ICCAT data reporting requirements and submit both the size sampling and the CAS data for all main tuna fisheries every year.

With regard to the selection of size frequency samples to be used as input for the MFCL model, the Secretariat presented the size frequency data that was available prior to the meeting (SCRS/2013/064). The document reported only size data submitted by CPCs. Size distributions, annual trends of median size, histograms by major fishing gear and stock, and preliminary analysis of sample representativeness were discussed. The document evaluated some size distribution indicators (number of measurements, variance of mean size as function of size sample, asymmetry and relative proportion of samples per fishery compare to proportion of the catch per fishery) as proxies to evaluate if a given size sample could be considered to be representative of the fishery catch. It was commented that some of the higher moments of the size sample distributions may not be good indicators of size sampling quality.

The MFCL size frequencies file creation process passes through two major and independent filtering phases. The first one selects from the ICCAT database only the size information (both categories: measured size samples and CAS reported) datasets suitable to be used in MFCL and harmonizes its internal structure (downscaling the CAS datasets, selected only in cases where there are “missing” size samples but the sample size is available). The second one consists of a screening process aimed to discard uninformative (or ambiguous) size frequency cases.

In phase 1, appropriate (with enough detail to be used in MFCL) datasets are selected only when they are characterized by:

- a) Only 1 or 2 cm size class bins (any limit: lower, central point, upper limit, “unknown”),
- b) Frequencies of type: fork length (FL), total length (TL), curved fork length (CFL) or any dataset converted from a weight bin class (only 1 kg, total weight) structure to a FL equivalent (1 cm, lower limit),
- c) Time detail: at least by month or quarter
- d) Geographical detail: at least by ALB biological sampling areas (31, 32, 33, 34)

From the selected datasets, all the size frequencies outside the length range [30 cm, 150 cm] are automatically discarded. Only then, each CAS dataset is downscaled to quantities nearby a proper scale of observed sample datasets. In past assessments, the Group used downscale ratios (fish sampled / fish caught) in number ranging from 0.05% to 1.5%. These ratios were calculated (per fleet/gear/year/quarter) only when the CAS datasets reported to ICCAT every year contained the number of fish sampled on each stratum (time/area combinations). This is the case for very few datasets (e.g., Spain BB and TR). In some datasets, the number of the catch (or wrongly, the weight of the sample) is reported instead. In summary, using this highly “error prone” piece of information could result in poorly CAS downscale estimations. In consequence, replicating those estimations in the future can be very difficult and time consuming.

For the reasons stated above, the Secretariat could not entirely replicate the creation of the size frequencies used in the 2009 assessment. However, using a unique CAS downscale ratio of 1% in number on all CAS datasets used, the resulting overall size frequency matrix (by fishery and year) was a good approximation. Overall, except in a few particular cases (fisheries [years]: ALB01 [83], ALB02 (78, 80, 83); ALB03 (78, 80); ALB04 [80, >=04]; ALB07 (93); ALB10 [00]; ALB12 [91, 94, 98, 00, 05]), there are no big differences between the 2009 and the current size matrix. All those problematic series were obtained from CAS datasets whenever no size sampling is available. All these problematic series could be simply solved by reporting the proper size samples.

For the phase 2 (size sample screening), the Group considers the current screening criteria (adopted during the 2009 assessment, Anon. 2010) appropriate and recommended its use. The criteria used for discarding the size frequency samples strata (fishery/year/quarter combinations) for the MFCL are any (mutually exclusive) of the following:

- a) Less than 50 fish measured;
- b) Less than 10 size class bins (2 cm classes, within [30, 150] range); and
- c) Skewness > 5.

The screening criteria can only be applied after merging the size samples of various fleets (as described in **Table 6**) into totals per strata (fishery/year/quarter).

The results of applying those two major filtering techniques to produce the MFCL size frequencies input files are summarized in **Table 8**. From a total of 820 usable size frequency series, 142 series (17%) were discarded (65 with < 50 fish; 77 with less than 10 size bins, 0 with Skewness > 5). The rejection by fishery was more heterogeneous. Fisheries 1, 2, 3, 8, 9, 10 had more than 90% positive cases (acceptable size frequency series). Fisheries 6 and 11 had at least 80% acceptable cases. With larger discarded cases (more than 25% of the size frequency series) were identified fisheries 5, 7 and 12.

Figures 6 and **7** show (before and after screening cases, respectively) indicators of centrality and dispersion (means of number of fish, and size class bin percentiles: 10%, median, 90%) in size frequency series across years for each fishery.

The size composition of albacore landings is sensitive to latitudinal changes, i.e., smaller individuals are caught at higher latitudes while tropical landings are composed of larger fish. **Figure 8** compares the geographical distribution of size samples and the catches in two longline fleets, Japanese and Chinese Taipei. Figure suggests that for the Chinese Taipei longline fleet, the spatial distribution of size samples is concordant with the relative distribution of the catches; whereas for the Japanese longline fleet size samples may not be that representative (**Figures 9** and **10**). Those figures also suggest that some temporal variability exists in the latitudinal origin of the size samples available for these fisheries, and this should be considered in future modeling applications (e.g., spatial modeling approaches).

4. Catch-at-size (CAS), catch-at-age (CAA)

4.1 CAS

At the beginning of the meeting the Secretariat presented a preliminary version of the updated albacore catch-at-size (CAS) for the North and South Atlantic stocks for the period 1975 to 2011. The same methodology used to estimate the CAS for the 2009 assessment was used. The previous CAS datasets for both stocks were adjusted to match Task I figures (allowed a $\pm 1\%$ divergence in weigh per dataset). Year 2007 (provisional in the 2009 assessment) was completely rebuilt. The standard ALB substitutions rules of both stocks were applied and the same screening criteria applied (eliminate from the CAS estimations all size datasets with the number of samples less than 20 fish sampled).

The Group discussed the methodology used (substitution rules, screening criteria) and adopted the substitutions tables. The final CAS estimations took into account the changes made to Task I and revised CAS series of the Japanese longline fleet (section 3.1). The substitutions tables used to revise the CAS estimations and to create the updated CAS files are available in **Appendix 5**

For future references, the revised Japanese CAS series was estimated by raising the size data in each year, quarter, and area (ICCAT albacore sampling areas) stratum to the total catch in number using a raised catch and effort data of the Japanese LL fleet. If the number of size samples in a stratum was less than 100 fish, size samples were substituted from those of other strata until the number of samples was ≥ 100 . The process of substituting size samples from other strata were conducted following the rules described below in hierarchical order:

- 1) Data for the same quarter and area in the previous year
- 2) Data for the sum of Q1-Q4 of the same year and area
- 3) Data for the sum of Q1-Q4 of the same area in year (n-1)
- 4) Data for the same area and quarter in year (n-2)
- 5) Data for the same area and sum of Q1-Q4 in year (n-2)

The final CAS matrices (in 2cm lower limit classes) obtained for the northern and southern albacore stocks are presented in **Table 9** and **Table 10**, respectively (graphical representation in **Figures 11-12**).

Figures 13-14 shows the mean weights (overall and by major gear) obtained from the CAS. Catch at size was also plotted to evaluate changes in the ICCAT database between the 2009 and 2013 assessments for the northern stock and between 2011 and 2013 assessments for the southern stock.

In overall, no major differences were found (in neither stock) on the CAS matrices when compared to the ones estimated in 2009. The differences, appearing only since 1992, reflects two major changes: (a) the Japanese series revision with larger changes from 2004 onwards; (b) a reduction of 1,000 t in the Task I catch by Venezuela for year 2000 (equivalent number of fish eliminated from the partial CAS of Venezuela in 2000). The significant differences identified in the Japanese revision (ALB-N: from 2005 to 2007; ALB-S: from 2004 to 2006) could be related to improvements in the CAS estimations (e.g., more samples available to produce the CAS which will reduce the substitution ratios) or even a change in the Japanese Task I catch (preliminary estimations on the 2009 assessment).

The CAS substitutions ratio (the amount of Task I catches without any size information) for albacore are presented in **Table 11**. For the southern stock, these substitution ratios have oscillated between 5% and 30% in the last two decades with an increase to 35% in 2009 (expected in recent years). When looking at the size information available, the majority is based on size samples and, in some cases (e.g., Japan), CPCs report both types of size data (size samples and CAS estimations). For the northern stock, these substitution ratios have oscillated between 5% and 32%.

4.2 CAA

Document SCRS/2013/055 presented the results of applying age-length keys obtained from direct readings of spine sections of albacore collected from commercial catches carried out by bait boat and troll vessels operating in the Bay of Biscay and North Eastern Atlantic fishing grounds. The study period comprised the years 2009, 2010 and 2011. The catch at-size data (CAS) from these fleets and the ALKs derived were used to obtain the age composition of catches (CAA) from this fishery for the described period.

As in previous assessments, the Secretariat estimated CAA for both stocks by applying the Kimura-Chikuni algorithm (Kimura and Chikuni, 1987). The quarterly age-length keys were derived from normal length at age distributions for ages 0 to 15. Catch at age estimates were then grouped into ages 1 to 8+. The Group had no time to revise the updated CAA in depth. A preliminary comparison with the CAA used in the 2009 assessment showed some significant differences that were not easily explained. Thus, the Group concluded that additional work needs to be conducted in the CAS to CAA conversion. Only after the Group can revise and adopt the new CAA, this can be considered for the VPA modeling efforts. The Group agreed to address this task after the data preparatory meeting, so preliminary runs with the VPA models can be conducted prior to the assessment meeting.

5. Review of available indices of relative abundance by fleet and estimation of combined indices

The Albacore Species Group Rapporteur reminded participants that advice and guidelines for the presentation of CPUE series, as well as the basic information required in the CPUE working documents presented at ICCAT working groups, had been developed in 2012 by the Working Group on Stock Assessment Methods (Anon. 2013). The Rapporteur briefly reviewed the guidelines provided and encouraged scientists to adhere to these guidelines when presenting CPUE series to the Group.

5.1 North Atlantic

Document SCRS/2013/052 presented nominal catch in number of fish per unit effort (CPUEs) of North Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) caught by the Spanish baitboat fleet in the northeastern Atlantic, collected by individual trip for the period 1981-2011. This was standardised by generalized linear model (GLM). The year and quarter interaction factor was included to obtain year-quarterly CPUE's series to use in Multifan-CL model fit. The model had a log-normal error distribution with constant variance.

The Group noted that the CPUE trends between quarters 3 and 4 were very different. This strong difference in signal between these quarters would be problematic in the model fitting if these series were treated as one as they would provide contradictory information. In the past, MFCL has used time varying catchability to deal with this issue, but this would effectively disregard the signals from either CPUE series. The Group discussed that to avoid these contradictions in the data, it may be worthwhile to disregard or down-weight one of the quarters, if the catch during that quarter is a relatively small fraction of the total catch for the fishery. It was discussed, that generally, quarter 4 accounts for far less fishing activity and catch than quarter 3 and thus quarter 4 was not considered. The Group was urged to consider whether there had been a change in q over time or whether the CPUE index should be treated as a genuine index of abundance with a constant q over time. It was generally accepted by the Group that although q may have changed over time for the other quarters (e.g., environmental influence on the timing of the migration to and from the feeding area), it is most likely fairly constant for quarter 3 and so this quarter may potentially represent an actual index of abundance.

Document SCRS/2013/053 presented nominal catch per unit effort (CPUE s) of North Atlantic albacore caught by the Spanish troll in the northeastern Atlantic, collected by individual trip for the period 1981-2011. This was standardised by a generalized linear model (GLM). The year and quarter interaction factor was included to obtain year-quarterly CPUE series to use in Multifan-CL model fit. The model had a log-normal error distribution with constant variance.

As with the BB fishery, the majority of fishing activity occurs in quarter 3 although there is activity in quarters 2 and 4 as well. It was noted that at the start of the season (quarter 2) trips are generally long but require significant time to locate fish which may have impacts on the CPUE series. This may render quarter 2 less reliable for tracking abundance than quarter 3. Also, only larger vessels generally operate during quarter 2. Unlike for the BB fishery the underlying pattern between the 3 quarters is reasonably consistent for this fishery, making it more appropriate for inclusion in the integrated statistical models.

Document SCRS/2013/054 estimated trends in relative abundance indices by age group of albacore caught by the Spanish troll fleet in the northeastern Atlantic using catch in number of fish and effort data from trips collected for the period 1981-2011. Standardized CPUE'S in number of fish per fishing day for age groups 2 and 3 years old albacore were estimated separately through the General Linear Modelling approach by applying the lognormal error distribution with a constant variance.

The Group noted that the trend in the CPUEs for age class 2 and 3 was different. It was suggested that this may be due to bias in the method used to split size into age groups which is fixed over time. The possibility of running a single model including age as a factor was discussed. Concern was expressed about adding both age classes to a single model unless sufficient interaction terms are included to account for the different fluctuations in the age classes over time (i.e., there are temporal trends in the age classes). It was proposed to run the same GLM as presented in this paper but combining the CPUE series for ages 2 and 3. This news series was largely driven by age 2, implying age 3s may not be fully selected by the fishery. It was agreed that this CPUE series could be used in the VPA assessment model provided it is applied only to ages 2 and 3.

Document SCRS/2013/060 presented relative indices of abundance of albacore from the Irish mid water pair trawl fishery for the years 2003-2012 in the format requested by the Working Group on Stock Assessment Methods. National landings logbook data were used to estimate nominal catch rates in biomass. A standardised catch per unit effort index was produced using a Delta- lognormal model.

It was suggested that a vessel effect characterised by a vessel categorical variable (as opposed to just a vessel size, although this will account for changes in the composition of the fleet over time) may provide more explanatory power by explaining skipper experience/skill and how this may change over time and between skippers. It was noted that the first years of the series were excluded to account for a learning experience/curve at the onset of the fishery. It was questioned as to whether the length/duration of tows has changed over time and how this would affect effective effort which is measured in days at sea. It was explained that tow length has changed, as has the number of tows per trip, but it is not clear how this affects the response variable. The high variability in the series may be due to the fleet fishing on the northern extremity of the stock and thus fish availability (natural fluctuations in fish presence in the area) rather than clear trends in abundance. It was mentioned, however, that there is coordination between fishers and they quickly congregate in areas where the fish are sighted. This would therefore imply that the fleets adapt to inter-annual changes in migration as it is a highly mobile fleet. Data were consistently available for Q3 when most fishing effort occurred but gaps occurred in relation to Q4 for a number of years in the time series. The group agreed that Q3 should be used in subsequent analyses.

In document SCRS/2013/061, catch per unit effort (CPUEs) of albacore caught by the Japanese longline (JPN LL) in the North Atlantic Ocean were standardized in three periods (1959-1969 as the target period, 1969-1975 as the transition period, and 1975-2011 as the by-catch period). Standardized CPUEs were estimated by two different generalized linear models (log-normal and negative binomial) only in the by-catch period with data updated (1975-2011) because there have not been any data changes in other two periods after the last stock assessment. However, standardized CPUE by the negative binomial model was recommended in previous stock assessments. Hence, CPUE by the negative model should be used for the stock assessment. CPUEs in the by-catch period decreased moderately from 1975 to 1985 and remained at the same level until 1999. CPUE from 1999 to 2002 increased and then decreased until 2008. CPUE after 2008 shows some increases.

In document SCRS/2013/066, catch and effort data from the U.S. pelagic longline fishery operating in the Atlantic Ocean were analyzed to estimate annual indices of abundance for two periods, 1987 to 2004 and 2005 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. A delta-lognormal, generalized linear mixed model was used to evaluate multiple factors for each period, including year, season, and area, as well as gear characteristics (hook configuration and number of lightsticks). Significant factors included season and fishing area in the binomial (logit link) regressions of the proportion of sets that captured albacore for both periods. Significant factors in the Gaussian (identity link) regressions of the loge-transformed positive catch rates included year, area, season and their interactions. Additionally, the number of lightsticks was determined to be a significant factor in the positive catch rate model for the period 2005 to 2011. Standardized abundance indices are presented along with estimates of uncertainty for both periods. A continuous time series model is also included for comparison, which assumes no change in catchability associated with the switch from J hooks to circle hooks beginning August 2004. Albacore is a by-catch in this fishery and not a target species.

The Group requested clarification as to why the model included two separate time periods. It was explained that this was due to the change in gear, specifically the overnight change from the use of J to circle hooks and the fact that this may affect catchability. There was no overlap between the periods of circle and J hooks that would allow the GLM to account for this internally. There was concern expressed that this CPUE series shows a strong increasing trend in its final years, which is potentially conflicting with the other series. It was explained that this could be due to this fishery operating in a different spatial area (northwest Atlantic) and using a different gear than the other LL fisheries. As the stock assessment models used are not spatially structured, this may cause conflicts within the model. The change in CPUE between the two time periods appeared to be slight and thus it was suggested that these two series could be used as a single series. It was, however, noted that studies in Uruguay (Domingo et al. 2012) indicated that hook type had potentially significant impacts on catch rates of albacore tuna and that this should be further investigated. It was acknowledged that the hook size and bait type in that study differed from the US fleet and so there are potentially confounding effects. As the CPUE series was only used in the VPA, it was decided to keep the series joined for the immediate future.

Document SCRS/2013/069 presented the fact that the Chinese Taipei longline fisheries have been one of the major fleets operating in the North Atlantic for albacore resource since the mid-1960s. Catch statistics of North Atlantic albacore compiled from Chinese Taipei longline fisheries from 1967 to 2012 were thus investigated in an attempt to elucidate the abundance fluctuations of this resource. The Chinese Taipei longline CPUE was separately standardized into three periods (1967~1987, 1987~1999 and 1999~2012). The generalized linear model (GLM) with log-normal error distribution was adopted for the standardization of both yearly and quarterly catch per unit effort (CPUE) trends. Factors of year, quarter, subarea and by-catch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna and swordfish were constructed into the model for obtaining the yearly standardized abundance trend. Factors of quarter-series, subarea, and the by-catch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna and swordfish were constructed into the model to obtain the quarterly standardized abundance trend. The results show that the yearly standardized CPUE highly fluctuated before the mid-1980s, and then continuously declined up to the mid-1990s. Thereafter, it remained relative stable up to the present date. Similar trends were also obtained for the quarterly standardized CPUE series.

The author clarified that although the CPUE was presented as a single series, it is in fact three separate series, split according to changes in fishing operation over time. In the early part of the fishery, mainly traditional boats were operating. There was a subsequent shift towards deeper longline, requiring a split in the time series at this time. In recent years the fleet composition has stabilised and has been accompanied by improved data collection, requiring a final split in the CPUE series to differentiate these changes. It was discussed that in order to understand these changes it would be useful to look at the changes in species composition in catches over time. The author responded that the area factor was in fact the most important in the model, more so than species compositions. It was generally agreed that due to the separation of the series, the fisheries would need to be separated in the MFCL model.

Document SCRS/2013/062 summarised status of effort, albacore catch, CPUE and body size for the Japanese longline fishery operating in the Atlantic Ocean, including recent trends. Japanese longline vessels targeted albacore around the 1960s and became a non-target species after that, but the proportion of albacore is increasing slightly in recent years. Fishing effort fluctuated and it is decreasing in recent years. Albacore catches were high in the mid-1960s, sharply decreased during late 1960s and early 1970s, and remained at a low level after that. In the early period, effort was deployed mainly in the tropical area, and then expanded to the subtropical and temperate areas. During the 1960s, albacore was the main component of the catch in the subtropical and temperate areas. Size data of albacore have been collected from on-board measurement and the observer program. Changes in fish size by season and area were observed, and the fish in the tropical and subtropical areas were usually larger than those in the temperate area.

The Group noted that there appeared to be latitudinal differences in size compositions implying that different latitudinal bands may have different selectivities. If these are combined, the differences will not be captured in the assessment models. This issue could be picked up in any trends in size frequency data over time. Although there was no apparent significant change in the modes of the sizes frequencies over time, it was acknowledged that although the general trend may be constant, the variability may be adding noise to the series. To address this issue, it would be necessary to redefine the fleets in the MFCL model so that the CPUE and corresponding size frequencies are complimentary as using potentially incorrect selectivities for important CPUE series will have significant impacts on key parameters required for management. The model fits to the length data in the previous MFCL model showed strong residual patterns which would tend to indicate that this problem has affected the assessment in the past. The MFCL model appeared to fit very poorly to the size information which raises concerns about the use of the current model in its current configuration. The question was raised as to whether the fit can be improved, or whether the data is just not sufficiently informative to fit the model. Concern was expressed that a comprehensive restructuring of the MFCL model, requiring the additional splitting of the data may require more time and effort than is possible during the current assessment schedule. It was proposed that a method of profiling how different datasets affect key management parameters (Piner plots) may be a useful exercise to determine which components require more attention thus need to be focused on.

5.2 South Atlantic

Document SCRS/2013/070 discussed that Chinese Taipei longline fisheries have been one of the major fleets operating in the South Atlantic for albacore resource since the mid-1960s. Catch statistics of South Atlantic albacore compiled from Chinese Taipei longline fisheries from 1967 to 2012 were thus investigated in an attempt to elucidate the abundance fluctuations of this resource. The generalized linear model (GLM) with log-normal error distribution was adopted for the standardization of both yearly and quarterly catch per unit effort (CPUE) trends. Factors of year, quarter, subarea and by-catch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna and

swordfish were constructed into the model for obtaining yearly standardized abundance trend. Factors of quarter-series, subarea, and by-catch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna and swordfish were constructed into the model for obtaining quarterly standardized abundance trend. The results show that the yearly standardized CPUE decreased substantially during the 1970s and 1980s, while it remained relative stable till the present date. Similar trends were also obtained for the quarterly standardized CPUE series.

Traditional longline has always concentrated in the southern region and as such there was no need to split the series in this region as was done in the North. It was agreed this CPUE series would again be used for the ASPIC and BSP models in the south Atlantic.

Document SCRS/2013/043 presented an update of the standardized catch rate of albacore caught by the Uruguayan longline fleet in the southwestern Atlantic using information from logbooks between 1983 and 2012. Because of the large proportion of zeros catches (30%) the CPUE (catch per unit of effort in weight) was standardized by Generalized Linear Mixed Models (GLMMs) using a Delta Lognormal approach. The independent variables included in the models as main factors and first-order interactions were: year, quarter, area, sea surface temperature and vessels categories. A total of 18,142 sets were analyzed. The standardized CPUE series of albacore caught by the Uruguayan longline fleet show a slightly decrease in their relative abundance from 1983 to 2005 and became constant in the last seven years.

As the model included year interactions, it was questioned how the year effect is taken into account, as if it not, these interactions may mask some important processes. The year factor was treated as a random effect in this case. It was acknowledged that this issue is important to consider in all CPUE standardisations for inclusion in assessment models. The Group agreed that this CPUE series will again be used in the ASPIC and BSP models for the South Atlantic.

Document SCRS/2013/063 presented CPUEs of South Atlantic albacore caught by the Japanese longline fishery which were separately standardized into three periods (1959-69, 1969-75 and 1975-2011) using negative binominal model, as with previous studies. Effects of quarter, area, fishing gear (number of hooks between floats) and several interactions were incorporated, although effect of gear can be used only from 1975. The effect of area was greatest for all three period. Standardized CPUE declined during the 1960s and early 1970s, after that the CPUE fluctuated and showed no clear trend.

It was noted that this index is similar to that presented before and can be used for the ASPIC and BSP models for the South Atlantic.

In document SCRS/2013/068, catch and effort data from 88,423 sets done by the Brazilian tuna longline fleet (national and chartered), in the equatorial and southwestern Atlantic Ocean, from 1978 to 2011 (35 years), were analyzed. The CPUE of albacore was standardized by a GLM, assuming a delta lognormal distribution. The factors used in the model were: quarter, year, area, and fishing strategy. The standardized CPUE series obtained for albacore was not much different from the one done in 2010, except for one peak in 1993 that was apparent in 2010 but it's no longer apparent. The standardized CPUE series show a significant oscillation over time, with a general increasing trend from the early 1980s to the mid-1990s, then a sharp decrease until 2003, remaining low until 2010, and then increasing again in the two last years of the series (2011 and 2012).

It was noted that the trend in this series is very different from other CPUE series and had very high inter-annual variability. In the past, this series was down-weighted in the surplus production models as the model could not resolve strong differences in the series trends. It was pointed out that the Brazilian longline series has been problematic for other species and the standardisation techniques may not account for the very heterogeneous fleet of Brazil. Other species groups have discussed this series at length and have not agreed on a consistent way to deal with the series although the group agreed that if the trends are strongly conflicting with other CPUE series available for the region, it should be excluded from the surplus production models.

In document SCRS/2013/072 it was noted that albacore is the main target of the South African tuna pole (baitboat) fleet operating along the west and south west coast of South Africa and the South African catch is the second largest in the region with annual landings of around 5,000 t. A standardization of the CPUE of the South African baitboat fleet for the time series 1999-2011 was conducted using a lognormal GLM on including dataset that included all baitboat vessels in the fleet. The explanatory variables included year, month, area, distance offshore and target. Total deviance explained by the model was 46.8%. The inclusion of the effect of targeting other species of tuna, yellowfin in particular, caused the greatest improvement in explanatory power. The standardized CPUE is similar to the nominal CPUE with no overall significant upward or downward trends. The analyses indicate that the CPUE for the South African baitboat fishery for albacore has been stable over the last decade.

There was concern expressed about using the target factor as a continuous variable and it should rather be used as a categorical variable. The group requested this change from the authors. New estimates showed very similar trends of the standardised CPUE (SCRS/2013/072), which did not move too far from the nominal series.

The table developed by the Working Group on Stock Assessment Methods (WGSAM) in 2012 to evaluate the presented CPUE series (Anon. 2013) was completed for each CPUE series by the Working Group Chair and the secretariat and presented to this Group. 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 and how it could be effectively used in the assessments. The Group was informed that this table should be completed prior to the applicable working group meeting by the Chair of that working group, the author of the CPUE document and the Secretariat, as this would significantly streamline the process of evaluating the CPUE series. In 2012, the table had been completed and discussed during the assessment meetings which required a significant amount of time. It was proposed that this process should include less subjective methods to rate the CPUEs (i.e., using developed routines to investigate the information). This table could then be useful for weighting the CPUEs in the assessments. It was proposed that the WGSAM should revisit this table in 2014 and clarify/modify several of the criteria and update it based on the feedback of the Species Groups that have used it, as suggested in the 2012 WGSAM report.

The various CPUE series presented in the documents above as well as any other historical series that were not updated in this meeting are presented in **Tables 13** and **14** for the North and South Atlantic, respectively. In order to visualise the yearly trends in the series, they are also presented in **Figures 15a** and **b** and **Figure 16** for the North and South Atlantic, respectively. For the North Atlantic, the BB and Troll fleet CPUE indices appear to have fairly similar trends, especially prior to 2010. For the surface fleets, there was no reason to think that catchability might have increased over time (i.e., due to incorporation of technological devices). Instead, their trends might reflect the overall trend of population abundance plus observation error, and allowing for time varying q in the assessment model may result in a loss of signal from these series. The Group noted that the Chinese Taipei and U.S. LL CPUE showed a similar increase in CPUE in 2011 as the Irish Trawl CPUE which is not reflected by the Japanese LL series. This could well reflect a change in distribution of the fish during this period, with a northern shift in the abundance rather than an absolute change in abundance. Further conflicts in signal were noted between LL series in the North Atlantic which require careful consideration when included these different series in the assessment models. **Table 15** shows the standardized quarterly North Atlantic CPUE series.

For the South Atlantic, the group proposed that the Brazilian longline series not be included in the assessment due to the conflicting trend and problems with the standardisation procedures. It was also proposed to remove the baitboat indices from the surplus production models as they are believed to represent just a few age groups, which would violate the assumptions of these models.

It was proposed to plot the CPUE series against a GAM fitted to all the series together, to look for correlations and therefore what series provide similar or conflicting information. This could then be used to inform what series should be used in the assessments. These correlation plots are provided in **Figure 17a** and **b** and **Figure 18a** and **b** for the North and South Atlantic, respectively. For **Figure 17**, the surface fisheries are compared against the LL fisheries with a lag of 2 years in an attempt to account for the different selectivities of the fleets.

For the North, these figures indicated that the Spanish BB and Troll showed reasonably consistent trends with the Japanese LL. The Japanese LL transition series was viewed to be problematic due to its strong declining trend. This series covers a period when a change in targeting had occurred which may not have been fully captured in the CPUE standardisation procedure and thus the trend in this series may not be reflective of a true biomass change in the population, thus it was decided that this series should not be included in the assessment

models. The correlations often appeared over short periods, but not over the entire time period. The Group acknowledged that these plots are an exploratory tool and should not be used to make absolute decisions about what data should be excluded but may inform how the data should be used. It was recommended that a factorial exercise be conducted using different grouping of similar CPUEs and looking at the model fits to these separate scenarios.

For the South, the Group generally agreed that the Brazilian CPUE series should not be included in the surplus production models due to the previously discussed issues with the series. The BB series were also considered to be inappropriate for further use in surplus production models due to the fact they only track specific cohorts in the population which violate the assumptions of the models. As with the North, the Japanese LL transition period CPUE was proposed to be excluded from the assessment models. This trend differed from the other CPUE series and it was decided not to include this series in the assessment models.

6. Identification of data inputs for the different assessment models and advice framework

The Group recognized that the suite of assessment models being considered require different configurations of the input data. The model and data requirements of each are outlined in the tables below. Life history parameters required to run the statistical catch-at-age models (i.e., length-weight equation, growth, fecundity, etc.) are those described in section 2. The fishery data were those prepared during the meeting (see details in section 3). The various CPUE time series were taken from the various papers presented during the meeting (see CPUE section and **Tables 13-15**).

North

<i>DATA</i>	<i>MFCL</i>	<i>VPA</i>	<i>SS3</i>
Life history	√		√
Landings	√	√	√
CPUE	√	√	√
Catch at size	√		√
Catch at age		√	

South

<i>DATA</i>	<i>ASPIC</i>	<i>BSP</i>
Life history		
Landings	√	√
CPUE	√	√
Catch at size		
Catch at age		

Document SCRS/2009/148 described a method that was previously presented at the 2009 Species Group meeting but that was not included in the northern albacore assessment model. The document described the construction of a two sex model to be used in the absence of sex specific landings. The methodology was reviewed by the Group who agreed to use it in the upcoming northern albacore assessment. The Group also discussed how the Stock Synthesis modeling framework could be best used in the 2013 assessment in light that the previous assessment used MFCL to develop the management advice. Several ideas were discussed ranging from using the SS model for hypothesis testing to using it to provide a less complex model for consideration. Much of the discussion on hypothesis testing was centered on how changes in catchability and/or oceanographic variables might help explain some of the more radical changes in estimates of CPUE, namely the Irish mid-water trawl fleet. Ultimately, the Group decided that the assessment scientist charged with running the model should use his best judgment and provide the best model specification possible without due consideration of how the MFCL model was being configured or parameterized. However, it was further noted that decisions regarding such things as fleet structure and seasonality should likely be carried forward without change.

Explanation of lack of fit to the Spanish baitboat length compositions

In an effort to help determine if there were “first principal” reasons for the use of time varying selectivity, the Group review a bubble plot of the residuals of the fit of the Spanish baitboat fisheries length compositions from the 2009 assessment (Anon. 2010). There appeared to be four apparent blocks evident in the residual patterns: a baseline period of 1981-1991, 1992-1995, 1996-2003, and back to the original baseline period starting in 2004.

The 1992-1995 residual pattern was explained by the fleet moving into the area of the Azores and targeting larger fish, while there was no clear explanation for the 1996-2003 block. As a consequence, it was determined that time varying selectivity for this fishery via blocking was appropriate. Furthermore, based on the selectivity pattern, the fish landed by this fleet in the Azores were recognized to be more properly placed in Fishery number 4 from the Integrated Assessment Model fleet list.

7. Limit Reference Points

The Secretariat presented the Operating Models, the associated reference points and the Management Procedure models being currently developed in order to design a Management Strategy Evaluation Framework for the northern Albacore stock. For the OMs, alternative hypotheses about albacore biology were tested and their associated biological reference points were shown. During the presentation, several issues were discussed on how the different scenarios currently considered could be a starting point for creating more exhaustive new scenarios. The OMs, in this case Multifan-CL scenarios, could be used as simulation data generators.

In addition, a set of alternatives for the Management Procedure models were discussed. Constraints on regulating fishing mortality, including limited reductions on catch and effort were investigated through preliminary runs with the Management Strategy Evaluation Framework.

Documents SCRS/2013/033, SCRS/2013/034 and SCRS/2013/035 detailed the work conducted to create a Management Strategy Evaluation (MSE) Framework (Kell et al., 2006) to develop a limit reference points (LRP) for North Atlantic albacore. This work was presented at the meeting of the Working Group of Stock Assessment Methods and the ISSF meeting on harvest control rules (HCRs). SCRS/2013/033 describes a Management Procedure (MP) based on a biomass dynamic model, SCRS/2013/34 the conditioning of an Operating Model (OM) based on Multifan-CL (Fournier) and SCRS/2013/035 provides an example of conducting an MSE where bio-economic performance measures are used to evaluate the performance of LRP used as part of a HCR with respect to management objectives. The documents do not provide a LRP, this still requires further work, i.e., where candidate LRPs are evaluated for a range of OMs that reflect uncertainty about stock and fleet dynamics.

The LRP will be evaluated as part of a HCR using MSE, the choice of scenarios for use in the evaluation trials will be critical. SCRS/2013/035 details the approaches that can be used. The choice of trials should reflect uncertainty about population and fishery dynamics and the potential impacts on the risks of not achieving management objectives.

This doesn't mean that all uncertainty needs to be modeled in the trials since, in some cases a particular source of uncertainty may have no impact, e.g.:

- Conversion of catch-at-size to catch-at-age if the MP is based upon a biomass dynamic model, or
- The slope at the origin of the stock recruitment relationship if a trial is assumed to have failed if the SSB falls below MBal (Minimum Biological Acceptable Level, (Serchuk and Grainger, 1992) a spawning biomass level below which, observed spawning biomasses over a period of years, are considered unsatisfactory and the associated recruitments are smaller than the mean or median recruitment).

There are various schemes for running simulation trials (e.g., Kell et al. 2006, ICES 2007), the actual choice will depend on scientific, technical and institutional considerations. For the albacore MSE the intention is to use a hierarchical factorial design; in the first instance trials will be based on the main effects (e.g. i) biological hypotheses, ii) catch-at-size assumption, iii) stock abundance proxies (i.e.. CPUE series), ...), then interactions will be evaluated later (Kell et al. 1999).

The Group revisited Recommendation 11-04, according to which, "in advance of the next assessment of northern Atlantic albacore, the SCRS shall develop a Limit Reference Point (LRP) for this stock. Future decisions on the management of this stock shall include a measure that would trigger a rebuilding plan, should the biomass decrease to a level approaching the defined LRP as established by the SCRS." The Group noted that the process requires substantial interaction with the Commission and decisions that need be taken by managers (e.g., to set the desired risk levels). The Group recalled that the WGSAM provided some generic HCRs that could be used by the Albacore Species Group. In essence, the WGSAM suggested that those HCRs could be parameterized for each species by inspecting different levels of F_{target} and B_{thresh} (which could be considered a LRP), and comparing them according to performance measures (e.g., the probability of being in the green zone). The MSE framework developed so far allows providing advice to the Commission according to a range of levels of F_{target} and B_{thresh} . In

response to Rec. [11-04], the aim is that in the 2013 assessment, management advice will be provided according to a range of plausible F_{target} and B_{thresh} values. However, the group is aware that full development of this work will require a longer timeframe than the one available before the assessment (e.g., to consider additional sources of uncertainty), as well as an interactive dialogue with the Commission that might take a few years.

8. Recommendations

The biological parameters used in the assessment should be reviewed. Accurate biological parameters are very important for stock assessment purposes and for the process of estimating limit reference points for albacore stocks. Albacore biological parameters are in many cases based on old studies and it is important to assess whether these parameters have changed over time or if current observations are consistent with estimates from old studies. Studies on biological parameters should include comparisons with those of different areas and consider the methods used, to facilitate development of alternative biological scenarios for stock assessment. The group noted that a major effort aiming to update biological parameters is currently being undertaken in the Pacific and a major opportunity exists to carry out comparative work and build on the methodologies employed in the Pacific for Atlantic stocks. Evaluation of biological parameters is one of the pillars of the Albacore Research Program recently recommended by the SCRS. The Group believes this Research Program should be given serious consideration under the SCRS strategic plan for 2015-2020 and in the framework of the Resolution on Best Science [Res. 11-17].

The Group recommended that further elaboration of the MSE framework be developed for albacore tuna. Among other things, work should be promoted towards including a more complete range of uncertainties, including observation, process model, and implementation errors. This would permit better characterization of uncertainty in current and future stock condition. Moreover, such a framework would help establish priorities between the main components of the Albacore Research Program (biological parameters, fishery data, models). The MSE framework would also help the Albacore Species Group simplify the process of updating management advice (e.g., through the use of simpler models).

In order to better understand the potential biases and uncertainty associated with the CAA, the Group continues to recommend further analyses on the methodology used to compute CAA. A simulation framework including the sampling process, substitutions and a range of alternative methods to convert CAS into CAA is suggested. This simulation framework can be integrated into the MSE framework in the future, and would allow for a better identification and ranking of the different sources of uncertainty (sampling vs. modeling) with respect to the management advice.

The Group recognized the advantage of having the table to score the CPUE series by the start of the meeting. The Group recommended that the working group on stock assessment methods should examine ways of developing, automating and ultimately improving the objectivity of criteria used in this table.

The Group noted that recent changes in the availability of albacore tuna in the northeast foraging areas might have affected the CPUE trends of different surface fisheries. Thus, it is recommended to investigate the effect of environmental variables on those CPUE trends, in order to better interpret them.

When submitting CAS as Task II size information, the Group reiterated the SCRS requirement to report CAS together with the size samples.

The Group encouraged that participants in charge of the modeling tasks make progress on refining the stock assessment models both in and out of the assessment session, including work during years where no assessment is scheduled. For instance, the group felt that it might be worth revisiting the current definition of the MFCL fisheries.

First estimates of albacore tuna discards in Uruguayan longline fisheries were made available during the data preparatory meeting (SCRS/2013/067). The Group recommended extending these studies to other longline fisheries to obtain estimates of the amount of albacore tuna being discarded. It was also recommended that CPUE series be constructed using data from both retained and discarded albacore tuna.

Several countries with important albacore fisheries were not represented in the data preparatory meeting. This limited the ability of the Group to properly revise the basic fishery data and some standardized CPUEs that were submitted electronically. This resulted in unquantified uncertainties and negatively affected the success for achieving the objective of the meeting. To overcome this, the Group recommends that CPCs make additional efforts and be made aware of capacity building funds available for participation in and contributing to working group meetings.

9. Other matters

No other matters were discussed.

10. Adoption of the report and closure

The report was adopted and the meeting adjourned.

Literature cited

- Anon. 2010. Report of the 2009 ICCAT Albacore Stock Assessment Session (*Madrid, Spain, July 13 to 18, 2009*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1113-1253.
- Anon. 2013. Report of the 2012 ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods (*Madrid, Spain, April 16 to 20, 2012*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 69 (in press).
- Bard, F.X. 1981, Le thon germon (*Thunnus alalunga*) de l'Océan Atlantique. Ph.D. Thesis presented at the University of Paris, 333 p.
- Domingo, A., Pons M., Jiménez S., Miller P., Barceló C. and Y. Swimmer. 2012. Circle hook performance in the Uruguayan pelagic longline fishery. *Bulletin of Marine Science*. 88(3):499-511.
- Farley, J.H., Williams, A.J., Hoyle, S.D., Davies, C.R., Nicol, S.J. 2013, Reproductive Dynamics and Potential Annual Fecundity of South Pacific Albacore Tuna (*Thunnus alalunga*). *PLoS ONE* 8(4): e60577. doi:10.1371/journal.pone.0060577.
- Foreman, T.J. 1980, Synopsis of biological data on the albacore tuna, *Thunnus alalunga* (Bonaterre, 1788), in the Pacific Ocean. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Spec. Rep.*, 2: 17-70.
- ICCAT Manual*. Chapter 2. Albacore. <http://www.iccat.int/en/ICCATManual.htm>.
- ICES 2007, Report of the Study Group on Risk Assessment and Management Advice. ICES CM 2007/RMC: 02.
- Kell, L., O'Brien, C., Smith, M. Stokes, T. and Rackham, B. 1999, An evaluation of management procedures for implementing a precautionary approach in the ICES context for North Sea plaice (*Pleuronectes platessa*). *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil*, 56(6): 834–845.
- Kell, L.T., De Oliveira, J.A., Punt, A.E., McAllister, M.K. and Kuikka, S. 2006, Operational management procedures: An introduction to the use of evaluation framework. *Developments in Aquaculture and Fisheries Science*, 36: 379-407.
- Kimura, D.K. and Chikuni, S. 1987, Mixtures of empirical distributions: an iterative application of the age-length key. *Biometrics* 43: 23-35.
- Lee, L.K. and S.Y. Yeh. 2007. Age and growth of South Atlantic albacore – a revision after the revelation of otolith daily ring counts. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 60 (2): 443-456.
- Penney, A. 1994. Morphometric relationships, annual catch-at-size for South African-caught South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 42(1): 371-382.
- Santiago, J. 1993, A new length-weight relationship for the North Atlantic albacore. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 40(2): 316-319.
- Santiago, J. 2004, Dinámica de la población de atún blanco (*Thunnus alalunga*, Bonaterre 1788) del Atlántico Norte. Tesis Doctoral, Univ. País Vasco, 354 pp.
- Schrippa, M.J. 2009, Construction and evaluation of a two-sex assessment model for North Atlantic albacore (SCRS/209/148).
- Serchuk, F.M. and Grainger, R.J.R. 1992, Development of the basis and form of ICES fisheries management advice: Historical background (1976-1990) and the new form of ACFM advice (1991-??). *ICES CM 1992/Assess*: 20.
- Williams, A.J., Farley, J.H. Hoyle, S.D., Davies, C.R., Nicol, S.J. 2012, Spatial and Sex-specific Variation in Growth of Albacore Tuna (*Thunnus alalunga*) across the South Pacific Ocean. *PLoS ONE* 7(6): e39318. doi:10.1371/journal.pone.0039318.

RAPPORT DE LA RÉUNION DE L'ICCAT DE PRÉPARATION DES DONNÉES SUR LE GERMON DE L'ATLANTIQUE NORD ET SUD DE 2013

(Madrid, Espagne, 22-26 avril 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 de travail »).

Le Dr Haritz Arrizabalaga (UE-Espagne), le rapporteur du Groupe d'espèces sur le germon, a présidé la réunion. Le Dr Arrizabalaga a souhaité la bienvenue aux participants et a souligné que le processus d'évaluation du stock de germon de l'Atlantique, y compris la présente réunion de préparation des données, fera l'objet d'un examen par des pairs. Il a ensuite souhaité la bienvenue au Dr Adam Langley qui participe à la réunion en tant qu'examineur par les pairs. Le Dr Arrizabalaga a passé en revue l'ordre du jour qui a été adopté sans modification (**Appendice 1**).

La liste des participants se trouve à l'**Appendice 2**. La liste des documents présentés à la réunion est jointe à l'**Appendice 3**. Les personnes suivantes ont assumé les fonctions de rapporteur :

P. Pallarés	Points 1 et 12
J.M. Ortiz de Urbina et M. Pons	Point 2
M. Ortiz et C. Palma	Points 3, 4 et 5
G. Diaz	Point 6
P. de Bruyn	Point 7
P. de Bruyn, G. Diaz, M. Schripa, G. Merino	Point 8
L. Kell et G. Merino et P. de Bruyn	Point 9
R. Cosgrove	Point 10
H. Arrizabalaga	Point 11

2. Examen des informations historiques et récentes sur la biologie dont les informations de marquage

En ce qui concerne l'évaluation des stocks de germon de l'Atlantique Nord et Sud de 2013, aucune nouvelle information pertinente sur la biologie n'a été mise à la disposition du Groupe. Par conséquent, les paramètres biologiques pour les deux stocks restent identiques à ceux qui avaient été utilisés dans les évaluations précédentes.

Le **Tableau 1** contient les paramètres biologiques actuellement postulés pour le stock du Nord. La modélisation de la croissance du stock du germon de l'Atlantique Nord repose sur les paramètres de croissance estimés par Bard (1981) : $L_{\infty} = 124,74$; $k = 0,23$; $t_0 = -0,9892$. Les coefficients de conversion pour les relations taille-poids, paramètres à appliquer dans l'évaluation, sont ceux estimés par Santiago (1993) et inclus dans le Chapitre 2 du Manuel de l'ICCAT pour le germon de l'Atlantique (<http://www.iccat.int/fr/ICCATManual.htm>). Selon le vecteur de maturité postulé, 50 % des spécimens sont matures à l'âge de 5 ans et la totalité des spécimens le sont par la suite (Bard, 1981). La mortalité naturelle a été postulée être égale à 0,3 pour toutes les classes d'âge. En outre, sur la base d'analyses réalisées pendant la dernière réunion d'évaluation de stock, on dispose également d'un vecteur de mortalité naturelle variant avec l'âge pour les âges 1 à 15 (Anon., 2010).

De plus, il a été postulé qu'il existe un ratio des sexes de 1:1 avant d'atteindre la maturité sexuelle. Cela a été observé pour plusieurs stocks de germon, dont le stock du Pacifique Nord (Foreman, 1980) et le stock de l'Atlantique Nord (Bard, 1981 ; Santiago, 2004). Or, une proportion plus élevée de mâles dans les classes de taille les plus grandes a été déclarée : lorsque la taille augmente, la proportion de mâles augmente également, jusqu'à une taille dans laquelle pratiquement aucune femelle n'apparaît, ce qui pourrait être dû à une croissance et/ou une mortalité différentielle. Après avoir la maturité sexuelle, le pourcentage de femelles par classe de taille diminue considérablement et les spécimens de plus de 85 cm sont principalement des mâles (**Figure 1**).

Pendant la réunion d'évaluation du stock de germon de l'Atlantique Nord de 2009, une révision exhaustive des données historiques de marquage a été réalisée par des scientifiques nationaux et le Secrétariat de l'ICCAT (Anon., 2009). Cette information a été prise en considération dans certains scénarios de sensibilité MFCL. L'intensité du marquage oscillait considérablement d'une année à l'autre. En 1989 et 1991, des campagnes de marquage scientifique sur le germon ont été réalisées. Pendant cette période, un nombre relativement élevé de marques ont été apposées. Le Groupe a estimé que l'utilisation ultérieure de données de marquage dans le modèle MFCL pourrait être limitée à cette période homogène, au lieu d'examiner la période complète.

Le **Tableau 2** présente les paramètres biologiques actuellement postulés pour le stock du Sud. Les paramètres de croissance du germon de l'Atlantique Sud reposent sur une étude exhaustive de Lee et Yeh (2007) : $L_{\infty} = 147,5$; $k = 0,126$; $t_0 = -1,89$. Les coefficients de conversion pour les relations taille-poids, paramètres à appliquer dans l'évaluation, sont ceux estimés par Penney (1994) et décrits dans le Chapitre 2 du Manuel de l'ICCAT pour le germon de l'Atlantique. Il a été postulé que 50 % des spécimens sont matures à l'âge de 5 ans et la totalité des spécimens le sont par la suite (Bard, 1981). La mortalité naturelle a été postulée être égale à 0,3 pour toutes les classes d'âge.

Une compilation des informations disponibles dans la littérature concernant la maturité du germon pour différents stocks de germon a été présentée au Groupe. Ces études viennent quelque peu étayer le postulat selon lequel 50% des spécimens arrivent à maturité à l'âge de 5 ans dans l'Atlantique. Or, quelques études suggèrent la possibilité d'ogives de maturité moins marquées que celles postulées pour les stocks de l'Atlantique. De plus, on a communiqué au Groupe les résultats d'un programme d'échantillonnage à grande échelle traitant la maturité et la croissance du germon dans le Pacifique Sud (Williams et al. 2012 ; Farley et al. 2013).

Au cours des discussions ultérieures, le Groupe a convenu qu'un grand nombre de paramètres biologiques cruciaux sur le germon de l'Atlantique sont mal connus. Les connaissances sur la biologie des stocks de germon constituent la base de l'avis du SCRS étant donné que les paramètres biologiques constituent des entrées essentielles des modèles d'évaluation de stock utilisés actuellement par le Groupe. Par conséquent, il est indispensable de réaliser beaucoup plus de travaux de recherche biologique en vue d'améliorer la qualité de l'avis scientifique et en vue de réduire l'incertitude s'y rapportant.

3. Examen des statistiques de base des pêcheries

Le Secrétariat a présenté les informations les plus actualisées de Tâche I et Tâche II (prise et effort et échantillons de taille) pour les stocks de germon du Nord (ALB-N) et du Sud (ALB-S), au titre de la période 1950 à 2011. Afin de fournir une vue d'ensemble des statistiques disponibles, les catalogues respectifs (ALB-N dans le **Tableau 3** et ALB-S dans le **Tableau 4**) couvrant la période 1980-2011 ont également été présentés. Les pêcheries sont classées en fonction de leur importance (les poids moyens des 2/3 de la série temporelle sont présentés dans le tableau) dans la Tâche I. Si nécessaire, cette information est également disponible avec davantage de détails sur demande auprès du Secrétariat. L'un des objectifs du Groupe consistait à préparer les fichiers d'entrée MFCL pour le stock de germon du Nord. À cet effet, le Groupe a augmenté le nombre des pêcheries prises en compte dans l'évaluation de 2009, passant de 10 à 12, après avoir estimé qu'un changement de la capturabilité de la pêcherie palangrière du Taipei chinois s'était probablement produit (SCRS/2013/069). Sur cette base, le Groupe a décidé de diviser la pêcherie en trois périodes distinctes : années antérieures à 1987, années comprises entre 1987 et 1998 et années postérieures à 1999 y compris).

3.1 Tâche I (captures)

Le **Tableau 5** renferme un récapitulatif des données de Tâche I du germon (qui contient les prises des trois stocks de germon). Le Secrétariat a également mis à jour les estimations CATDIS (distribution des prises de Tâche I par trimestre et par carré de 5°x5° pour les principales combinaisons pêcherie- flottille/engin) pour toute la période 1950-2011. Les cartes des prises de germon par décennie et engin principal dans la zone de la Convention de l'ICCAT sont présentées à la **Figure 2**.

3.1.1 Atlantique Nord

Le Groupe a examiné en détail la distribution des prises de germon de l'Atlantique Nord par pays, engin et année. Le Groupe a effectué plusieurs révisions de la Tâche I. Des reports (moyenne des deux années antérieures) ont été appliqués aux données manquantes des prises palangrières de 2011 du Panama, de la Grenade, de Trinidad et Tobago et de la Côte d'Ivoire. En outre, le Groupe a convenu d'adopter le critère de

réallocation de stock (ALB-N et ALB-S) utilisé par le Secrétariat (prise et effort-par stock-ratios en poids) compte tenu de la distribution spatiale (carrés de 5°x5°) des données de prise et d'effort de Tâche II de certaines flottilles palangrières (Panama 2009, Philippines 2010 et 2011, Corée 2010 et 2011) présentant un taux de couverture élevé de Tâche II ($\geq 80\%$). Finalement, les prises de Tâche I faisant défaut (Guatemala PS 2010) avec des informations sur la prise et l'effort de Tâche II ont été incluses dans la Tâche I. Le CATDIS correspondant a été mis à jour en conséquence.

La prise globale de germon de l'Atlantique Nord des dix dernières années poursuit une tendance à la baisse avec quelques niveaux élevés ponctuels tels que les ~37.000 t capturées en 2006. Depuis 2006, la baisse des captures est principalement due à la diminution des prises des canneurs (diminution de ~60% en poids) et des ligneurs (diminution de ~65%), principalement dans la mer Cantabrique (flottille espagnole). La prise des pêcheries palangrières (associées principalement aux flottilles du Taipei chinois et du Japon) a également présenté une réduction d'environ 25% en poids. Les tendances de la prise nominale de Tâche I sont présentées à la **Figure 3**.

Pour préparer les fichiers d'entrée MFCL, les séries de capture du stock du germon de l'Atlantique Nord (Tâche I ou CATDIS) ont été classées dans les 12 pêcheries principales (consulter le **Tableau 6** pour obtenir davantage de détails). La prise nominale de Tâche I par pêcherie et année est présentée dans le **Tableau 7**. Les prises nominales globales par pêcherie et année sont présentées à la **Figure 4**.

3.1.2 Atlantique Sud

Le Groupe a également révisé les séries de capture de Tâche I de germon du Sud. À l'instar du stock du Nord, le Groupe a apporté quelques corrections aux statistiques de capture du stock du Sud. Des reports (moyenne des deux années antérieures) ont été appliqués aux données de capture de la Côte d'Ivoire (LL) et de l'Argentine (PS) qui manquaient pour 2011. Les prises des canneurs d'Afrique du Sud de 2009, 2010 et 2011 ont été divisées en prises à la canne et prises à la canne et moulinet (BB : 62%, RR : 38%) en utilisant la Tâche I moyenne de 2007/2008 sans affecter les montants globaux déclarés. Le montant de la prise des palangriers uruguayens de 2009 a été réduit, passant de 685 t à 97 t, car la différence de 588 t avait déjà été déclarée comme partie des prises japonaises de 2009 (les prises originales uruguayennes comprenaient des prises de navires japonais qui opéraient dans le cadre d'un accord de pêche conclu avec l'Uruguay). Avec des effets sur les deux stocks, la répartition des prises palangrières du Panama (2009), des Philippines (2010 et 2011), de la Corée (2010 et 2011) a été réalisée et est expliquée au point 3.1.1. Les prises des senneurs du Guatemala de 2010 à hauteur de 56 t (provenant de la prise et effort de Tâche II) ont été incluses dans la Tâche I. Le CATDIS du germon du Sud a également été ajusté en conséquence.

Le Groupe a observé que la prise nominale globale de Tâche I oscillait autour de 24.000 t entre 2006 et 2011. Les prises des principales pêcheries (LL : Taipei chinois, Japon et Brésil ; BB : Afrique du Sud, Namibie et Brésil) présentaient une tendance similaire lorsqu'elles sont comparées à la prise globale. La **Figure 5** illustre les prises totales cumulées par engin principal et année.

Étant donné que le MFCL ne sera pas utilisé dans l'évaluation du stock de germon du Sud, aucun fichier d'entrée MFCL n'a été créé pour cette région.

3.2 Tâche II prise-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 (ALB-N : **Tableau 3**, ALB-S : **Tableau 4**) par la lettre « a » dans chaque rangée de Tâche II (champ DSet= « t2 »).

3.2.1 Atlantique Nord

Le catalogue du germon du Nord fait apparaître que les cinq pêcheries les plus importantes ciblant le stock du Nord présentent des séries de T2CE presque complètes pour les dix dernières années. Les soumissions récentes de l'UE-Espagne (BB et TR à partir de 2009) et de la UE-France (TW et TR de 2007 et 2011) ont complété les statistiques de T2CE. Certains jeux de données de T2CE font toutefois défaut pour la première partie de la période et pour certaines pêcheries secondaires. Les scientifiques nationaux présents à la réunion devraient prendre bonne note de l'absence de ces jeux de données et les communiquer, lorsque cela est possible, au Secrétariat. Le Secrétariat devrait solliciter les jeux de données manquants aux CPC de l'ICCAT n'étant pas représentées par des scientifiques à la réunion.

Comme dans l'évaluation de 2009, le Groupe a travaillé sur les jeux de données de prise et d'effort de Tâche II (1950-2011) concernant le stock de germon du Nord, dans le but de les utiliser dans les analyses de CPUE (MFCL et VPA). La même démarche a été adoptée pour éliminer les séries dupliquées ou douteuses : (a) sélectionner des informations détaillées de toutes les séries disponibles pour lesquelles l'effort a été déclaré (unités clairement identifiées) et dont la prise totale de germon (prise accumulée dans les séries, en nombre ou en poids) était supérieure à zéro ; (b) éliminer dans les jeux de données obtenus au point (a) les sous-jeux de données présentant un effort dupliqué (« double » déclaration du même effort dans différents jeux de données avec une composition partielle de la capture par espèce) ou les sous-jeux présentant une résolution temporelle (par année) ou spatiale (zones d'échantillonnage ICCAT, grilles de type : 20x20, 10x20, 10x10) insuffisante.

Les jeux de données filtrés ont ensuite été répartis dans les 12 pêcheries principales de germon du Nord prises en compte dans Multifan-CL, en conservant leur structure originale (pêcherie, année, pavillon, flottille, groupe d'engin, trimestre, mois, effort, type d'effort, unité de capture (nombre/kg), prise de germon, prise d'autres thonidés, ratio de germon, CPUE nominale de germon).

3.2.2 Atlantique Sud

Le catalogue de germon du Sud fait apparaître que les cinq pêcheries les plus importantes ciblant le stock du Sud présentent des séries de T2CE (à l'exception de la Namibie BB en 2003) presque complètes pour les dix dernières années. Aucune soumission n'a été récemment reçue. Certains jeux de données de T2CE font également défaut pour la première partie de la période et pour certaines pêcheries secondaires. Comme dans le cas du germon du Nord, les scientifiques nationaux présents à la réunion devraient prendre bonne note de l'absence de ces jeux de données et les communiquer, lorsque cela est possible, au Secrétariat. Le Secrétariat devrait solliciter les jeux de données manquantes aux CPC de l'ICCAT n'étant pas représentées par des scientifiques à la réunion.

Le Secrétariat n'a préparé aucun jeu de données spécifiques (comme dans le cas du germon du Nord) pour les études de standardisation de la CPUE.

3.3 Données de la fréquence des tailles

La disponibilité de données de tailles de Tâche II (« T2SZ » : fréquences de tailles déclarées ; « CAS » : prise par taille déclarée) (par stock, année, engin principal et pavillon) des principales pêcheries est représentée dans les catalogues respectifs (ALB-N : **Tableau 3**, ALB-S : **Tableau 4**) par la lettre « b » identifiant la T2SZ et par la lettre « c » identifiant la CAS (champ DSet= « t2 »).

Pour les deux stocks, le Japon a présenté une révision importante de ses données de CAS de la pêcherie palangrière de la période 1992-2011 ; ces changements se rapportaient à la nature et l'étendue des données. Ce jeu de données était incomplet dans la base de données de l'ICCAT depuis 2008. Au terme d'une comparaison directe entre la nouvelle série et celle dont dispose actuellement l'ICCAT (utilisée dans l'évaluation de 2009), aucune différence notable n'a été détectée, sauf pour certaines années. Le Groupe a décidé de remplacer entièrement la série de CAS japonaise dont disposait l'ICCAT par la nouvelle CAS déclarée.

3.3.1 Atlantique Nord

Le catalogue du germon du Nord fait apparaître que les cinq pêcheries les plus importantes ciblant le stock du Nord présentent des séries de T2SZ/CAS presque complètes pour les dix dernières années, à l'exception du UE-Portugal BB de 2006. Cela a été possible grâce aux soumissions/révisions apportées récemment par la UE-France (TW en 2007 et 2009) et l'UE-Espagne (2011, BB et TR). La première partie de la période et certaines pêcheries secondaires présentent des lacunes importantes qui devraient être comblées, lorsque cela est possible.

Toutes les données de fréquences de tailles ont été réparties dans les 12 pêcheries MFCL afin de pouvoir les utiliser dans MFCL (**Tableau 6**).

Le MFCL utilise autant que possible des échantillons de taille observés (T2SZ). Le Groupe a toutefois observé que, dans de nombreux cas, les CPC ne déclaraient que la CAS et qu'aucune information sur les échantillons de tailles utilisés pour estimer la CAS n'avait été fournie. Il s'agit du cas des pêcheries espagnoles de BB et TR. Lors de l'évaluation de 2009, les échantillons de tailles espagnols utilisés comme données d'entrée dans le MFCL ont été créés (processus inverse à la création de la CAS) en utilisant le ratio des poissons échantillonnés par strate (pour l'UE-Espagne : engin/mois/grille de 10x10) et son nombre correspondant dans la CAS (les deux

éléments sont déclarés et saisis dans la base de données de l'ICCAT) servant de multiplicateur du nombre de poisson dans chaque intervalle de classe de taille. La série de sortie T2SZ n'a été générée que pour l'évaluation et n'a pas été saisie de façon permanente dans la base de données de l'ICCAT. Le Groupe a toutefois estimé qu'il s'agit d'un jeu de données important à inclure dans le MFCL et qu'il devrait être mis à la disposition du SCRS si nécessaire. Le Secrétariat a proposé de l'intégrer dans la base de données de l'ICCAT en signalant qu'il s'agit d'un jeu de données de référence (destiné au MFCL principalement, mais utilisé également lorsqu'aucune donnée officielle correspondante n'existe). Ce cas figure dans le catalogue ALB-N (sous la lettre « b ») depuis 1980.

3.3.2 Atlantique Sud

Avant la tenue de la réunion, le Secrétariat a identifié les informations manquantes de tailles pour les principales flottilles de pêche. Le Président a circulé une demande spéciale et seules quelques CPC y ont donné une suite positive. Grâce aux présentations de l'Afrique du Sud (BB, 2008 à 2011), du Brésil (BB & LL, 2007 à 2011) et du Japon (LL, depuis 1992), le catalogue du germon du Sud en ce qui concerne la T2SZ/CAS est presque complet (à l'exception de BB de la Namibie de 2003) pour les cinq pêcheries les plus importantes ciblant le stock du Sud. La première partie de la période et certaines pêcheries secondaires présentent des lacunes importantes qui devraient être comblées, lorsque cela est possible.

Le Groupe a constaté que le nombre de poissons du stock du Sud échantillonnés par la flottille japonaise connaît une tendance à la baisse depuis 2008. Les échantillons de taille du Japon sont très peu nombreux depuis 2009 (moins de cinq poissons ont été échantillonnés en 2011). Il peut être très difficile d'estimer les compositions de tailles de la capture (CAS) de la flottille japonaise, avec une prise moyenne de Tâche I d'environ 1.000 t au cours des dernières années.

Discussion générale

De manière générale, le Groupe a noté que, même si les catalogues indiquent que des informations sont disponibles pour les principales flottilles, la qualité des données de T2SZ peut être considérablement améliorée (dans des cas semblables au Japon), ce qui faciliterait le travail du Groupe. Le Groupe a rappelé que les CPC devraient respecter les exigences en matière de déclaration de données de l'ICCAT et soumettre chaque année les échantillons de tailles ainsi que les données de CAS de toutes les principales pêcheries de thonidés.

En ce qui concerne la sélection des échantillons de fréquence de tailles à utiliser comme données d'entrée dans le modèle MFCL, le Secrétariat a présenté les données de fréquence de tailles qui étaient disponibles avant la réunion (SCRS/2013/064). Le document ne faisait état que des données de tailles soumises par les CPC. On a discuté des distributions de tailles, des tendances annuelles de la taille moyenne, des histogrammes par engin de pêche et stock principal et des analyses provisoires de la représentativité de l'échantillon. Le document évaluait si certains indicateurs de distribution de tailles (nombres de mesures, variance de la taille moyenne comme fonction de l'échantillon de tailles, asymétrie et proportion relative d'échantillons par pêcherie par rapport à la proportion de la prise par pêcherie) pouvaient servir d'indices approchants pour évaluer si un échantillon de tailles spécifique pourrait être considéré comme représentatif de la capture de la pêcherie. On a commenté que certains pics des distributions d'échantillons de tailles pourraient ne pas être de bons indicateurs de la qualité de l'échantillonnage de tailles.

Le processus de création de fichiers des fréquences de tailles de MFCL a été réalisé en deux phases principales et indépendantes de filtrage. En premier lieu, le filtre ne sélectionne que les jeux de données de tailles dans la base de données de l'ICCAT (des deux catégories : échantillons de tailles mesurés et CAS déclarée) pouvant être utilisés dans le MFCL et harmonise leur structure interne (en réduisant les jeux de données de CAS sélectionnés uniquement dans les cas pour lesquels il manque des échantillons de tailles mais la taille de l'échantillon est disponible) La deuxième étape consiste en un processus de filtrage visant à écarter les cas de fréquences de tailles non informatifs (ou ambigus).

Dans la première étape, les jeux de données adéquats (présentant un niveau de détail suffisant pour être utilisés dans le MFCL) sont sélectionnés uniquement s'ils présentent les caractéristiques suivantes :

- a) Intervalles de classes de tailles de 1 ou 2 cm uniquement (indépendamment de la limite : inférieure, centrale, supérieure, inconnue).
- b) Fréquences de type : longueur à la fourche (FL), longueur totale (TL), longueur courbée à la fourche (CFL) ou tout autre jeu de données converti à partir d'un intervalle de classe de poids (1 kg uniquement, poids total) à son équivalent en longueur à la fourche (1 cm, limite inférieure).
- c) Niveau de détail temporel : au moins par mois ou trimestre.
- d) Niveau de détail géographique : au moins par zone d'échantillonnage biologique du germon (31, 32, 33, 34).

Toutes les fréquences de tailles ne se situant pas dans la fourchette de tailles (30 cm-150 cm) ont été automatiquement retirées des jeux de données sélectionnés. Ce n'est qu'à ce moment-là que le nombre de jeu de données de CAS est réduit afin de se rapprocher du nombre de jeux de données d'échantillons observés. Dans le cadre d'évaluations précédentes, le Groupe a utilisé des ratios de réduction (poisson échantillonné/poisson capturé) s'inscrivant dans une fourchette de 0,05 à 1,5%. Ces ratios ont été calculés (par flottille/engin/année/trimestre) uniquement lorsque les jeux de données de la CAS déclarés à l'ICCAT chaque année contenaient le nombre de poissons échantillonnés dans chaque strate (combinaisons spatio-temporelles). Ce cas ne se présente que pour très peu de jeux de données (par exemple BB et TR de l'UE-Espagne). Dans certains jeux de données, le nombre de prise (ou de façon erronée le poids de l'échantillon) est déclaré à la place. En résumé, l'utilisation de ces informations pouvant très probablement entraîner des erreurs pourrait se traduire par de mauvaises estimations de la réduction de la CAS. Par conséquent, reproduire ces estimations à l'avenir pourrait être très difficile et prendre beaucoup de temps.

Pour les motifs exposés précédemment, le Secrétariat n'a pas pu reproduire entièrement l'élaboration de fréquences de tailles utilisées dans l'évaluation de 2009. Or, en utilisant un seul ratio de réduction de la CAS de 1 % en nombre pour tous les jeux de données de CAS utilisés, la matrice globale de fréquence de tailles (par pêcherie et par année) était une bonne approximation. De manière générale, à l'exception de quelques cas particuliers (pêcheries [années] : ALB01 [83], ALB02 (78, 80, 83), ALB03 (78, 80), ALB04 [80, >=04], ALB07 (93), ALB10 [00], ALB12 [91, 94, 98, 00, 05]), il n'existe pas de grandes différences entre la matrice de tailles de 2009 et la matrice actuelle. Toutes ces séries posant problème ont été obtenues sur la base de jeux de données de CAS lorsqu'aucun échantillonnage de tailles n'était disponible. Toutes ces séries problématiques pourraient être résolues simplement en déclarant les échantillons de taille adéquats.

En ce qui concerne la phase 2 (filtrage d'échantillons de tailles), le Groupe a estimé que les critères de filtrage actuels (adoptés dans le cadre de l'évaluation de 2009, Anon. 2010) étaient adéquats et a recommandé leur utilisation. Les critères utilisés pour filtrer les strates d'échantillons de fréquences de taille (combinaisons pêcherie/année/trimestre) pour le MFCL sont l'un (s'excluant mutuellement) des suivants :

- a) moins de 50 poissons mesurés,
- b) moins de 10 intervalles de classes de tailles (classes de 2 cm dans une fourchette de [30,150] et
- c) asymétrie > 5.

Les critères de filtrage ne peuvent être appliqués qu'après avoir regroupé les échantillons de tailles de plusieurs flottilles (tel que le décrit le **Tableau 6**) dans des totaux par strate (pêcherie/année/trimestre).

Les résultats obtenus en appliquant ces deux techniques principales de filtrage en vue de produire les fichiers d'entrée de fréquences de taille pour le MFCL sont résumés dans le **Tableau 8**. Sur un total de 820 séries utilisables de fréquences de tailles, 142 séries (17%) ont été écartées (65 avec moins de 50 poissons, 77 avec moins de 10 intervalles de tailles, 0 avec asymétrie de > 5). Le rejet par pêcherie était plus hétérogène. Les pêcheries 1, 2, 3, 8, 9, 10 avaient plus de 90% cas positifs (séries de fréquences de tailles acceptables). Les pêcheries 6 et 11 comptaient au moins 80% de cas acceptables. Les pêcheries 5, 7 et 12 présentaient le plus grand nombre de cas rejetés (plus de 25% des séries de fréquences de tailles).

Les **Figures 6 et 7** présentent (avant et après l'opération de filtrage, respectivement) des indicateurs de la tendance centrale et de la dispersion (moyennes du nombre de poissons et centiles d'intervalles de classes de tailles : 10%, médiane, 90%) des séries de fréquences de tailles au cours des années pour chaque pêcherie.

La composition par taille des débarquements de germon était sensible aux changements latitudinaux, par exemple, les spécimens plus petits sont capturés à des latitudes plus élevées alors que les débarquements tropicaux sont composés de poissons plus grands. La **Figure 8** compare la distribution géographique des échantillons de tailles et les prises de deux flottilles palangrières (du Japon et du Taipei chinois). La Figure donne à penser que dans le cas de la flottille palangrière du Taipei chinois, la distribution spatiale des échantillons de tailles concorde avec la distribution relative des prises, tandis que dans le cas de la flottille palangrière japonaise, les échantillons de tailles peuvent ne pas être aussi représentatifs (**Figures 9 et 10**). Ces figures donnent également à penser qu'il existe une certaine variabilité temporelle dans l'origine latitudinale des échantillons de tailles disponibles pour ces pêcheries, et ceci devrait être pris en considération dans les futures applications de modélisation (par exemple les approches de modélisation spatiale).

4. Prise par taille (CAS) et prise par âge (CAA)

4.1 CAS

Au début de la réunion, le Secrétariat a présenté une version provisoire de la prise par taille (CAS) mise à jour pour le stock de germon de l'Atlantique Nord et Sud couvrant la période 1975-2011. La méthodologie utilisée pour estimer la CAS lors de l'évaluation de 2009 a été employée. Les jeux antérieurs de données de CAS pour les deux stocks ont été ajustés afin qu'ils coïncident avec les montants de la Tâche I (en autorisant une divergence de +/- 1% en poids par jeu de données). L'année 2007 (provisoire dans l'évaluation de 2009) a été entièrement reconstruite. Les normes de substitution standard du germon des deux stocks ont été appliquées et les mêmes critères de filtrage ont été utilisés (élimination dans les estimations de CAS de tous les jeux de données de tailles présentant des échantillons comptant moins de 20 poissons échantillonnés).

Le Groupe a discuté de la méthodologie utilisée (normes de substitution, critères de filtrage) et a adopté les tableaux de substitution. Les estimations finales de la CAS tenaient compte des modifications apportées à la Tâche I et des séries révisées de la CAS de la flottille japonaise palangrière (point 3.1). Les tableaux de substitution utilisés pour réviser les estimations de la CAS et pour créer les fichiers de CAS mis à jour sont disponibles à l'**Appendice 5**.

Pour les références futures, la série japonaise révisée de CAS a été estimée en extrapolant les données de tailles pour chaque strate d'année, trimestre et zone (zones d'échantillonnage du germon de l'ICCAT) à la prise totale en nombre en utilisant des données extrapolées de prise et d'effort de la flottille japonaise palangrière. Si le nombre d'échantillons de tailles dans une strate était inférieur à 100 poissons, les échantillons de tailles ont été remplacés par ceux d'autres strates jusqu'à ce que le nombre d'échantillons s'élève à ≥ 100 . Le processus de substitution d'échantillons de tailles par ceux d'autres strates a été appliqué en suivant les normes décrites ci-après par ordre hiérarchique :

- 1) Données pour le même trimestre et même zone que l'année précédente.
- 2) Données pour la somme de Q1-Q4 de la même année et zone.
- 3) Données pour la somme de Q1-Q4 de la même zone en année (n-1).
- 4) Données pour la même zone et trimestre en année (n-2).
- 5) Données pour la même zone et somme de Q1-Q4 en année (n-2).

Les matrices finales de CAS (par classes de 2 cm de limite inférieure) obtenues pour les stocks de germon du Nord et du Sud sont présentées dans les **Tableaux 9 et 10** respectivement (représentation graphique dans les **Figures 11 et 12**).

Les **Figures 13 et 14** présentent les poids moyens (globaux et par engin principal) obtenus sur la base de la CAS. La prise par taille a également été illustrée sur des diagrammes afin d'évaluer les changements dans la base de données de l'ICCAT entre les évaluations de 2009 et 2013 pour le stock du Nord et entre les évaluations de 2011 et 2013 pour le stock du Sud.

De manière générale, aucune différence importante n'est apparue (dans aucun des stocks) dans les matrices de CAS lorsqu'on les compare avec celles estimées en 2009. Les différences n'apparaissent que depuis 1992 et sont le reflet de deux changements importants : a) la révision de la série japonaise avec des changements plus importants à partir de 2004, b) une réduction de 1.000 t dans la prise de Tâche I du Venezuela pour l'année 2000 (nombre équivalent de poissons éliminés de la CAS partielle du Venezuela en 2000). Les différences significatives identifiées dans la révision japonaise (ALB-N : de 2005 à 2007, ALB-S : de 2004 à 2006)

pourraient être liées aux améliorations des estimations de la CAS (par exemple, davantage d'échantillons étaient disponibles pour produire la CAS, ce qui réduira les taux de substitution) ou même à un changement de la prise de Tâche I du Japon (estimations provisoires de l'évaluation de 2009).

Les ratios de substitution de la CAS (volume des captures de Tâche I sans aucune information de taille) pour le germon sont présentés dans le **Tableau 11**. Dans le cas du stock du Sud, ces taux de substitution ont oscillé entre 5 et 30% au cours des deux dernières décennies, avec une augmentation allant jusqu'à 35% en 2009 (escomptée ces dernières années). Lorsqu'on observe les informations de taille disponibles, la majorité se base sur des échantillons de taille, et, dans certains cas (par exemple le Japon), les CPC déclarent les deux types de données de taille (échantillons de taille et estimations de la CAS). Dans le cas du stock du Nord, ces taux de substitution ont oscillé entre 5 et 32 %.

4.2 CAA

Le document SCRS/2013/055 présentait les résultats obtenus en appliquant les clés âge-taille calculées sur la base des lectures directes des sections des épines de germon recueillies sur des prises commerciales réalisées par des canneurs et ligneurs opérant dans les zones de pêche du golfe de Gascogne et de l'Atlantique Nord-Est. La période visée par l'étude incluait les années 2009, 2010 et 2011. Les données de prise par taille (CAS) de ces flottilles et les clés âge-taille dérivées ont été utilisées pour obtenir la composition par âge des captures (CAA) de cette pêcherie pour la période à l'étude.

Comme dans les évaluations antérieures, le Secrétariat a estimé la CAA pour les deux stocks en appliquant l'algorithme de Kimura-Chikuni (Kimura et Chikuni, 1987). Les clés âge-taille trimestrielles ont été calculées sur la base des distributions normales de taille par âge pour les âges 0 à 15. Les estimations de la prise par âge ont ensuite été regroupées par âge 1 à 8+. Le Groupe n'a pas eu le temps de réviser en profondeur la CAA mise à jour. Une comparaison provisoire avec la CAA utilisée dans l'évaluation de 2009 présentait quelques différences significatives qui n'ont pas pu être facilement expliquées. Par conséquent, le Groupe a conclu qu'il était nécessaire de poursuivre les travaux pour convertir la CAS en CAA. Lorsque le Groupe aura révisé et adopté la nouvelle CAA, celle-ci peut être incluse dans les efforts de modélisation de la VPA. Le Groupe a convenu de réaliser cette tâche après la réunion de préparation des données, de sorte que des scénarios préliminaires utilisant les modèles de VPA peuvent être générés avant la réunion d'évaluation.

5. Examen des indices disponibles d'abondance relative par flottille et estimation des indices combinés

Le rapporteur du Groupe d'espèces sur le germon a rappelé aux participants que le Groupe de travail ICCAT sur les méthodes d'évaluation des stocks (« WGSAM ») a élaboré, en 2012, un avis et des directives pour la présentation des séries de CPUE ainsi que les informations de base devant être incluses dans les documents de travail sur la CPUE présentés aux groupes de travail de l'ICCAT (Anon. 2013). Le rapporteur a passé brièvement en revue les directives et a encouragé les scientifiques à les suivre lors de la présentation de séries de CPUE au Groupe.

5.1 Atlantique Nord

Le document SCRS/2013/052 présentait la prise nominale en nombre de poisson par unité d'effort (CPUE) de germon de l'Atlantique Nord (*Thunnus alalunga*) capturé par la flottille de canneurs espagnols dans l'Atlantique Nord-Est, recueillie par sortie individuelle pour la période 1981-2011. Celle-ci a été standardisée au moyen d'un modèle linéaire généralisé (GLM). Le facteur d'interaction année et trimestre a été inclus afin d'obtenir des séries de CPUE annuelle-trimestrielle à utiliser dans l'ajustement du modèle Multifan-CL. Le modèle avait une distribution d'erreur lognormale avec une variance constante.

Le Groupe a noté que les tendances de CPUE du troisième et du quatrième trimestre étaient très différentes. Cette différence importante de signal entre ces trimestres pourrait représenter un problème lors de l'ajustement du modèle si ces séries sont traitées en bloc, car elles pourraient produire des informations contradictoires. Auparavant, le MFCL utilisait une capturabilité variant dans le temps pour résoudre ce problème, mais cela ne prenait pas en compte les signaux provenant de l'une ou l'autre série de CPUE. Le Groupe a débattu du fait qu'il pourrait être utile de ne pas tenir compte ou de sous-pondérer l'un des trimestres afin d'éviter ces contradictions dans les données, si la capture de ce trimestre représente une part relativement faible de la prise totale de la pêcherie. On a discuté du fait que, de manière générale, le quatrième trimestre présente des activités de pêche et des captures beaucoup moins importantes que celles réalisées pendant le troisième trimestre et par conséquent le quatrième trimestre n'a pas été considéré. Le Groupe a été exhorté d'évaluer si q avait connu des modifications

au fil du temps ou si l'indice de CPUE devrait être traité comme un véritable indice de l'abondance avec un q constant au cours du temps. Le Groupe a largement reconnu que même si q pouvait avoir changé au cours du temps pour les autres trimestres (par exemple, l'influence de l'environnement sur le moment de la migration vers et en provenance de la zone d'alimentation), il est très probablement assez constant pendant le troisième trimestre et, par conséquent, ce trimestre pourrait représenter un indice réel d'abondance.

Le document SCRS/2013/053 présentait la prise nominale par unité d'effort (CPUE) du germon de l'Atlantique Nord capturé par la flottille de ligneurs espagnols dans l'Atlantique Nord-Est, recueillie par sortie individuelle pour la période 1981-2011. Celle-ci a été standardisée au moyen d'un modèle linéaire généralisé (GLM). Le facteur d'interaction année et trimestre a été inclus afin d'obtenir des séries de CPUE annuelle-trimestrielle à utiliser dans l'ajustement du modèle Multifan-CL. Le modèle avait une distribution d'erreur lognormale avec une variance constante.

Comme dans le cas de la pêcherie de canneurs, la majorité des activités de pêche sont réalisées au cours du troisième trimestre même si des activités sont également réalisées pendant le deuxième et le quatrième trimestre. Il a été noté qu'au début de la saison (deuxième trimestre), les sorties sont généralement longues mais que la localisation du poisson prend assez longtemps, ce qui peut influencer la série de CPUE. Cela peut faire en sorte que le deuxième trimestre soit moins fiable aux fins du suivi de l'abondance que le troisième trimestre. De plus, seuls des navires de plus grande taille opèrent généralement pendant le deuxième trimestre. Contrairement à la pêcherie de canneurs, le schéma sous-jacent des trois trimestres de cette pêcherie est relativement cohérent, de telle sorte qu'ils sont plus adéquats aux fins de leur inclusion dans les modèles statistiques intégrés.

Le document SCRS/2013/054 estimait les tendances des indices d'abondance relative par groupe d'âge du germon capturé par la flottille des ligneurs espagnols dans l'Atlantique Nord-Est au moyen de la prise en nombre de poissons et des données d'effort provenant des sorties recueillies pour la période 1981-2011. Les CPUE standardisées en nombre de poisson par jour de pêche pour les groupes de germons d'âge 2 et 3 ont été estimées séparément au moyen d'une approche de modélisation linéaire généralisée en appliquant une distribution d'erreur lognormale avec une variance constante.

Le Groupe a constaté que la tendance des CPUE pour les classes d'âges 2 et 3 était différente. Il a été suggéré que cela pourrait dû au biais de la méthode utilisée pour classer les tailles dans des groupes d'âge qui est fixe au cours du temps. On a débattu de la possibilité d'exécuter un seul modèle incluant l'âge en tant que facteur. Des préoccupations ont été soulevées en ce qui concerne l'ajout des deux classes d'âge à un seul modèle, à moins que des termes d'interaction suffisants soient inclus afin de tenir compte des différentes fluctuations des classes d'âge au cours du temps (par exemple, il existe des tendances temporelles dans les classes d'âge). Il a été proposé d'exécuter le même GLM tel que présenté dans le présent document mais de combiner les séries de CPUE des âges 2 et 3. Cette nouvelle série se fondait en grande partie sur l'âge 2, ce qui implique que l'âge 3 peut ne pas être complètement sélectionné par la pêcherie. Il a été convenu que cette série de CPUE pourrait être utilisée dans le modèle d'évaluation de la VPA à condition qu'elle ne soit appliquée qu'aux âges 2 et 3.

Le document SCRS/2013/060 présente des indices d'abondance relative du germon capturé dans la pêcherie irlandaise de chaluts pélagiques en paire pour les années 2003-2012 dans le format requis par le WGSAM. Les données des débarquements nationaux des carnets de pêche ont été utilisées pour estimer les taux de capture nominale en biomasse. Un indice standardisé de prise par unité d'effort a été créé au moyen d'un modèle delta log normal.

On a suggéré qu'un effet de navire caractérisé par une variable nominale de navire (par opposition à la taille du navire uniquement, même si cela reflète les changements de la composition de la flottille au cours du temps) pourrait apporter davantage de pouvoir explicatif en expliquant l'expérience ou les compétences du capitaine et la façon dont celles-ci peuvent varier au cours du temps et d'un capitaine à l'autre. Il a été observé que les premières années ont été exclues de la série afin de tenir compte de l'expérience/de la courbe d'apprentissage au début de la pêcherie. On s'est demandé si la durée des opérations avait changé au cours du temps et dans quelle mesure ce changement influencerait l'effort effectif qui est mesuré en jours passés en mer. On a expliqué que la durée des opérations avait changé, tout comme le nombre d'opération par sortie, mais il n'apparaissait pas clairement dans quelle mesure cela a une influence sur la variable réponse. La variabilité élevée de la série pourrait s'expliquer par le fait que la flottille pêche l'extrémité septentrionale du stock, et, par conséquent, par la disponibilité du poisson (fluctuations naturelles de la présence du poisson dans la zone) plutôt que par des tendances claires de l'abondance. Il a été toutefois mentionné qu'il existe une coordination entre les pêcheurs et qu'ils se rassemblent rapidement dans des zones où le poisson a été observé. Cela impliquerait dès lors que les flottilles s'adaptent aux changements interannuels de la migration étant donné qu'il s'agit d'une flottille

extrêmement mobile. Les données étaient systématiquement disponibles pour le troisième trimestre concentrant la majorité de l'effort de pêche, mais des lacunes sont apparues dans le quatrième trimestre pour plusieurs années de la série temporelle. Le Groupe a convenu que le troisième trimestre devrait être utilisé dans les prochaines analyses.

Dans le document SCRS/2013/061, les prises par unité d'effort (CPUE) du germon capturé par des palangriers japonais (JPN LL) dans l'océan Atlantique Nord ont été standardisées en trois périodes : 1959-1969 en tant que période cible, 1969-1975 en tant que période de transition et 1975-2011 en tant que période de prise accessoire. Les CPUE standardisées ont été estimées au moyen de deux modèles linéaires généralisés (distribution lognormale et négative binomiale) uniquement pour la période de prise accessoire avec des données mises à jour (1975-2011), car il n'y a eu aucune modification des données dans les deux autres périodes après la dernière évaluation de stock. Or, la CPUE standardisée au moyen du modèle binomial négatif a été recommandée dans les évaluations de stock antérieures. Par conséquent, la CPUE obtenue au moyen du modèle négatif devrait être utilisée pour l'évaluation de stock. Les CPUE de la période de prise accessoire ont connu une baisse modérée entre 1975 et 1985 et sont restées au même niveau jusqu'en 1999. La CPUE a augmenté entre 1999 et 2002 avant de diminuer jusqu'en 2008. À partir de 2008, la CPUE a affiché quelques augmentations.

Dans le document SCRS/2013/066, les données de prise et d'effort de la pêcherie palangrière pélagique des États-Unis opérant dans l'océan Atlantique ont été analysées pour estimer les indices annuels de l'abondance de deux périodes : 1987-2004 et 2005-2011. 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. Un modèle linéaire généralisé mixte delta-lognormal a été utilisé pour évaluer de multiples facteurs pour chaque période, dont l'année, la saison et la zone, ainsi que les caractéristiques de l'engin (configuration de l'hameçon et nombre de bâtons lumineux). Des facteurs significatifs incluaient la saison et la zone de pêche dans les régressions binomiales (lien logarithmique) de la proportion d'opérations ayant capturé du germon pour les deux périodes. Des facteurs significatifs dans les régressions gaussiennes (lien d'identité) des taux de capture positive traités par transformation logarithmique incluaient l'année, la zone, la saison et leurs interactions. De plus, il a été déterminé que le nombre de bâtons lumineux était un facteur significatif dans le modèle de taux de capture positif pour la période 2005-2011. Des indices d'abondance standardisés sont présentés ainsi que des estimations de l'incertitude pour les deux périodes. Un modèle de série temporelle continue est également inclus à des fins de comparaison, qui postule l'absence de changement de la capturabilité et le passage d'hameçons en forme de J aux hameçons circulaires à partir d'août 2004. Le germon est capturé en tant que prise accessoire dans cette pêcherie et non pas en tant qu'espèce cible.

Le Groupe a souhaité savoir pourquoi le modèle incluait deux périodes temporelles séparées. Il a été expliqué que cela était dû au changement de l'engin, en particulier le passage du jour au lendemain d'hameçons en forme de J aux hameçons circulaires et le fait que cela peut avoir une incidence sur la capturabilité. Il n'existe pas de chevauchement entre les périodes d'hameçons circulaires et en forme de J qui pourrait permettre au GLM de tenir compte de cela de manière interne. Des préoccupations ont été exprimées en ce qui concerne le fait que cette série de CPUE présente une forte tendance à la hausse au cours des dernières années, ce qui peut probablement entrer en contradiction avec d'autres séries. Il a été expliqué que cela pourrait être dû au fait que cette pêcherie opère dans une zone différente (Atlantique Nord-Ouest) et utilise un engin différent de celui utilisé dans d'autres pêcheries palangrières. Étant donné que les modèles d'évaluation de stock utilisés ne sont pas structurés dans l'espace, cela pourrait engendrer un conflit dans le modèle. Le changement de la CPUE d'une période à l'autre semble faible et il a par conséquent été suggéré que ces deux séries peuvent être utilisées en tant qu'une seule série. Il a toutefois été noté que des études réalisées en Uruguay (Domingo et al. 2012) indiquaient que le type d'hameçon avait probablement des impacts significatifs sur les taux de capture du germon et que cela devrait être étudié plus en profondeur. On a reconnu que la taille de l'hameçon et le type d'appât pris en compte dans cette étude différaient de ceux utilisés par la flottille des États-Unis et qu'il existe probablement des effets pouvant être source de confusion. Étant donné que la série de CPUE n'a été utilisée que dans la VPA, il a été décidé de conserver à court terme les séries regroupées.

Il est indiqué dans le document SCRS/2013/069 que les pêcheries palangrières du Taipei chinois ont été l'une des principales flottilles opérant dans l'Atlantique Nord ciblant le germon depuis la moitié des années 60. Les statistiques de capture du germon de l'Atlantique Nord recueillies dans les pêcheries palangrières du Taipei chinois de 1967 à 2012 ont fait l'objet d'une étude en vue d'éclaircir les fluctuations de l'abondance de cette ressource. La CPUE palangrière du Taipei chinois a été standardisée séparément dans trois périodes (1967-1987, 1987-1999 et 1999-2012). Le modèle linéaire généralisé (GLM) avec une distribution d'erreur log-normale a été adopté pour la standardisation des tendances annuelles et trimestrielles de capture par unité d'effort (CPUE). Les facteurs année, trimestre, sous-zone et effets de la capture accidentelle du thon obèse, de l'albacore et de

l'espadon ont été inclus dans le modèle afin d'obtenir la tendance annuelle de l'abondance standardisée. Les facteurs de série trimestrielle, de sous-zone et d'effets de la capture accidentelle du thon obèse, de l'albacore et de l'espadon ont été inclus dans le modèle afin d'obtenir la tendance trimestrielle de l'abondance standardisée. Les résultats font apparaître que la CPUE annuelle standardisée fluctuait considérablement avant la moitié des années 80 et descendait ensuite de manière continue jusqu'à la moitié des années 90. Par la suite, elle est restée à un niveau relativement stable jusqu'à présent. Des tendances similaires ont également été obtenues pour les séries des CPUE trimestrielles standardisées.

L'auteur a précisé que, même si la CPUE a été présentée comme une seule série, il s'agit en fait de trois séries séparées, divisées en fonction des changements des opérations de pêche au cours du temps. Des navires traditionnels opéraient principalement au cours de la première partie de la pêcherie. Le passage à une palangre plus profonde s'est fait par la suite et il s'est avéré nécessaire de diviser la série temporelle à ce moment-là. Au cours des dernières années, la composition de la flottille s'est stabilisée et s'est accompagnée d'une amélioration de la collecte de données, et il s'est avéré nécessaire de diviser la série finale de CPUE afin de différencier ces changements. On a discuté du fait que, afin de comprendre ces changements, il pourrait être utile d'examiner les changements de la composition par espèce des captures au cours du temps. L'auteur a répondu que le facteur zone était en fait le facteur le plus important du modèle, plus que le facteur de composition par espèce. Il a été généralement admis que les pêcheries devraient être séparées dans le modèle MFCL en raison de la séparation de la série.

Le document SCRS/2013/062 présente un résumé de l'état de l'effort, de la prise du germon, de la CPUE et de la taille des spécimens pour la pêcherie palangrière japonaise opérant dans l'océan Atlantique, y compris les tendances récentes. Les palangriers japonais ciblaient le germon vers les années 1960 et l'ont ensuite capturé comme prise accessoire, mais la proportion du germon a connu une légère augmentation au cours des dernières années. L'effort de pêche a fluctué et connaît une tendance à la baisse ces dernières années. Les prises de germon étaient élevées au milieu des années 1960, ont fortement diminué à la fin des années 1960 et au début des années 1970, et sont ensuite restées faibles. Au début de la période, l'effort se concentrait principalement dans la zone tropicale et s'est ensuite étendu aux zones subtropicales et tempérées. Pendant les années 1960, le germon composait l'essentiel de la capture réalisée dans les zones subtropicales et tempérées. Les données de taille du germon proviennent des données de mesures prises à bord et des programmes d'observateurs. Des changements de la taille du poisson par saison et zone ont été observés, et les poissons des zones tropicales et subtropicales étaient normalement plus grands que ceux des zones tempérées.

Le Groupe a observé qu'il semblerait qu'il existe des différences latitudinales en ce qui concerne les compositions par taille, ce qui implique que différentes bandes latitudinales peuvent présenter différentes sélectivités. Si celles-ci sont combinées, les différences ne seront pas représentées dans les modèles d'évaluation. Ce problème pourrait apparaître dans quelconque tendance des données de fréquences de tailles au cours du temps. Même si aucun changement significatif clair n'existe dans les modes des fréquences de tailles au cours du temps, on a reconnu que même si la tendance générale peut être constante, la variabilité peut ajouter du bruit à la série. Pour résoudre ce problème, il s'avérerait nécessaire de redéfinir les flottilles dans le modèle MFCL afin de faire en sorte que la CPUE et les fréquences de tailles correspondantes soient complémentaires, car l'utilisation de sélectivités potentiellement incorrectes pour d'importantes séries de CPUE aura des impacts significatifs sur les paramètres-clés requis pour la gestion. Les ajustements du modèle aux données de taille dans le modèle antérieur de MFCL présentaient des schémas résiduels forts qui semblent indiquer que ce problème avait eu une incidence sur l'évaluation par le passé. Le modèle MFCL semblait s'ajuster très mal aux données de tailles, ce qui soulève des préoccupations en ce qui concerne l'utilisation du modèle actuel tel qu'il est actuellement configuré. On s'est demandé si l'ajustement peut être amélioré ou si les données ne sont pas assez riches en informations pour ajuster le modèle. Des préoccupations ont été exprimées quant au fait qu'une restructuration en profondeur du modèle MFCL, nécessitant une division supplémentaire des données, demanderait plus de temps et d'efforts que ne le permet le calendrier actuel d'évaluation. Il a été proposé qu'une méthode profilant la façon dont différents jeux de données ont une incidence sur les paramètres-clés de gestion (diagrammes Piner) peut être utile pour déterminer quels sont les composants devant faire l'objet d'une attention plus soutenue et devant par conséquent être traités prioritairement.

5.2 Atlantique Sud

Il est indiqué dans le document SCRS/2013/070 que les pêcheries palangrières du Taipei chinois ont été l'une des principales flottilles opérant dans l'Atlantique Sud ciblant le germon depuis la moitié des années 60. Les statistiques de capture du germon de l'Atlantique Sud recueillies dans les pêcheries palangrières du Taipei chinois de 1967 à 2012 ont fait l'objet d'une étude en vue d'éclaircir les fluctuations de l'abondance de cette

ressource. Le modèle linéaire généralisé (GLM) avec une distribution d'erreur log-normale a été adopté pour la standardisation des tendances annuelles et trimestrielles de capture par unité d'effort (CPUE). Les facteurs année, trimestre, sous-zone et effets de la capture accidentelle du thon obèse, de l'albacore et de l'espadon ont été inclus dans le modèle afin d'obtenir la tendance annuelle de l'abondance standardisée. Les facteurs de série trimestrielle, de sous-zone et d'effets de la capture accidentelle du thon obèse, de l'albacore et de l'espadon ont été inclus dans le modèle afin d'obtenir la tendance trimestrielle de l'abondance standardisée. Les résultats montrent que la CPUE annuelle standardisée a fortement diminué pendant les années 1970 et 1980 et est restée relativement stable jusqu'à présent. Des tendances similaires ont également été obtenues pour les séries des CPUE trimestrielles standardisées.

La palangre traditionnelle s'est toujours concentrée dans la zone du Sud et il n'a dès lors pas été nécessaire de diviser la série dans cette région comme cela a été fait dans le cas de la zone du Nord. Il a été convenu que cette série de CPUE serait à nouveau utilisée pour les modèles ASPIC et BSP pour l'Atlantique Sud.

Le document SCRS/2013/043 présentait une mise à jour du taux de capture standardisé du germon capturé par la flottille palangrière uruguayenne dans l'Atlantique Sud-Ouest, calculé au moyen d'informations provenant des carnets de pêche couvrant les années 1983 à 2012. Compte tenu de la quantité élevée de prises nulles (30%), la CPUE (capture par unité d'effort en poids) a été standardisée au moyen des modèles mixtes linéaires généralisés (GLMM), en ayant recours à une approche delta log normale. Les variables indépendantes incluses dans les modèles comme facteurs principaux et interactions de premier ordre étaient : année, trimestre, zone, température à la surface de la mer catégorie de navires. Un total de 18.142 opérations a été analysé. Les séries de CPUE standardisée du germon capturé par la flottille palangrière uruguayenne affichent une légère diminution de leur abondance relative de 1983 à 2005 et ont suivi une tendance constante au cours des sept dernières années.

Étant donné que le modèle incluait les interactions annuelles, on s'est demandé comment l'effet « année » était pris en compte, car si cela n'est pas pris en compte, ces interactions peuvent masquer quelques processus d'importance. Dans ce cas, le facteur « année » a été traité comme un effet aléatoire. On a reconnu qu'il était important d'aborder cette question dans toutes les standardisations de CPUE à inclure dans les modèles d'évaluation. Le Groupe a convenu que cette série de CPUE sera à nouveau utilisée dans les modèles ASPIC et BSP pour l'Atlantique Sud.

Le document SCRS/2013/063 présentait les CPUE du germon de l'Atlantique Sud capturé par des palangriers japonais qui ont été standardisées séparément en trois périodes (1959-69, 1969-75 et 1975-2011) au moyen d'un modèle binomial négatif, comme lors d'études antérieures. Les effets du trimestre, de la zone, de l'engin de pêche (nombre d'hameçons entre flotteurs) et plusieurs interactions ont été intégrés, même si l'effet de l'engin ne peut être utilisé qu'à partir de 1975. L'effet de la zone était le plus important pour les trois périodes. La CPUE standardisée a chuté dans les années 1960 et au début des années 1970 ; par la suite, la CPUE a fluctué et n'a présenté aucune tendance claire.

Il a été observé que cet indice était semblable à celui présenté préalablement et qu'il peut être utilisé pour les modèles ASPIC et BSP pour l'Atlantique Sud.

Le document SCRS/2013/068 analyse les données de prise et d'effort provenant de 88.423 opérations à la palangre de la flottille brésilienne (nationale et affrétée) ciblant les thonidés dans l'océan Atlantique équatorial et du Sud-Ouest entre 1978 et 2011 (35 ans). La CPUE du germon a été standardisée au moyen d'un GLM postulant une distribution delta lognormale. Les facteurs utilisés dans le modèle étaient les suivants : trimestre, année, zone et stratégie de pêche. La série de CPUE standardisée obtenue pour le germon ne différait pas beaucoup de celle obtenue en 2010, à l'exception d'un niveau record en 1993 qui apparaissait en 2010, mais qui a désormais disparu. La série de CPUE standardisée présente une oscillation importante au cours du temps, avec une tendance générale à la hausse à partir du début des années 1980 jusqu'à la moitié des années 1990 avant de connaître une forte diminution jusqu'en 2003, de rester faible jusqu'en 2010 avant d'augmenter à nouveau pendant les deux dernières années de la série (2011 et 2012).

Il a été noté que la tendance de cette série est très différente de celle d'autres séries de CPUE et que cette série présentait une variabilité interannuelle très élevée. Autrefois, cette série avait été sous-pondérée dans les modèles de production excédentaire, car le modèle ne pouvait pas résoudre des différences notables des tendances des séries. On a souligné que la série palangrière brésilienne avait constitué un problème pour d'autres espèces et que les techniques de standardisation peuvent ne pas tenir compte du caractère très hétérogène de la flottille du Brésil. D'autres groupes d'espèces ont discuté longuement de cette série et ne se sont pas entendus sur un moyen cohérent de traiter la série même si le Groupe a convenu que si les tendances sont extrêmement contradictoires avec d'autres séries de CPUE disponibles pour la région, elles devraient être exclues des modèles de production excédentaire.

Dans le document SCRS/2013/072, il a été noté que le germon est la principale cible de la flottille de canneurs sud-africains qui opère à l'Ouest et au Sud-Ouest du littoral de l'Afrique du Sud, les captures sud-africaines se trouvant au deuxième rang dans la région, avec des débarquements se chiffrant à environ 5.000 t. Une standardisation de la CPUE de la flottille de canneurs sud-africains a été réalisée pour la série temporelle 1999-2011 à l'aide d'un GLM lognormal sur des jeux de données qui incluaient tous les canneurs de la flottille. Les variables explicatives incluaient année, mois, zone, distance du rivage et cible. La déviance totale expliquée par le modèle s'élevait à 46,8 %. L'inclusion de l'effet de cibler d'autres espèces de thonidés, et notamment l'albacore, a entraîné la plus grande amélioration de la puissance explicative. La CPUE standardisée est similaire à la CPUE nominale sans aucune tendance générale significative à la hausse ou à la baisse. Les analyses indiquent que la CPUE pour la pêcherie de canneurs sud-africains ciblant le germon s'est maintenue stable au cours de la dernière décennie.

Des préoccupations ont été exprimées en ce qui concerne l'utilisation d'un facteur de ciblage en tant que variable continue qui devrait plutôt être employé comme variable nominale. Le Groupe a prié les auteurs d'apporter ce changement. De nouvelles estimations affichaient des tendances très similaires de CPUE standardisée (SCRS/2013/072) qui ne s'éloignaient pas beaucoup de la série nominale.

Le tableau élaboré en 2012 par le WGSAM afin d'évaluer les séries de CPUE présentées (Anon. 2013) a été complété pour chaque série de CPUE par le Président du Groupe de travail ainsi que par le Secrétariat et a été 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. On a porté à la connaissance du Groupe que le Président d'un Groupe de travail donné, l'auteur du document sur la CPUE et le Secrétariat devraient compléter ce tableau avant la réunion de ce groupe de travail concerné, car cela simplifierait énormément le processus d'évaluation des séries de CPUE. En 2012, le tableau avait été complété et examiné pendant les réunions d'évaluation, ce qui avait demandé beaucoup de temps. Il a été proposé que ce processus devrait inclure des méthodes moins subjectives pour évaluer les CPUE (par exemple, en utilisant des routines conçues pour vérifier les informations). Ce tableau pourrait être utile pour pondérer les CPUE dans les évaluations. Il a été proposé qu'il conviendrait que le WGSAM révise ce tableau en 2014 et qu'il clarifie/modifie plusieurs critères et les mette à jour sur la base des commentaires apportés par les groupes d'espèces l'ayant utilisé, tel que le suggère le rapport du WGSAM de 2012.

Les différentes séries de CPUE présentées dans les documents susmentionnés ainsi que d'autres séries historiques qui n'ont pas été mises à jour lors de cette réunion sont présentées dans les **Tableaux 13 et 14** pour l'Atlantique Nord et Sud respectivement. Afin de faire apparaître clairement les tendances annuelles des séries, elles sont également présentées dans les **Figures 15 a et b** et dans la **Figure 16** pour l'Atlantique Nord et Sud respectivement. En ce qui concerne l'Atlantique Nord, les indices de CPUE de la flottille de canneurs et de ligneurs semblent présenter des tendances relativement similaires, surtout avant 2010. En ce qui concerne les flottilles de surface, il n'y a aucune raison de penser que la capturabilité pourrait avoir augmenté au cours du temps (par exemple, en raison de l'intégration de dispositifs technologiques). Leurs tendances pourraient plutôt refléter la tendance globale de l'abondance de la population ainsi que de l'erreur d'observation et permettre que q varie dans le temps dans le modèle d'évaluation pourrait donner lieu à une perte de signal de ces séries. Le Groupe a noté que les CPUE des palangriers du Taipei chinois et des États-Unis présentaient une augmentation similaire de la CPUE en 2011 ainsi que de la CPUE des chalutiers irlandais qui n'est pas reflétée par la série des palangriers japonais. Cela pourrait refléter un changement de la distribution des poissons pendant cette période avec un déplacement de l'abondance vers le Nord, plutôt qu'un changement de l'abondance globale. D'autres signaux contradictoires ont été observés entre les séries palangrières de l'Atlantique Nord et il est donc nécessaire de les examiner minutieusement lorsque ces différentes séries sont saisies dans les modèles d'évaluation. Le **Tableau 15** illustre la série de CPUE trimestrielle de l'Atlantique Nord standardisée.

Dans le cas de l'Atlantique Sud, le Groupe a proposé que la série palangrière brésilienne ne soit pas incluse dans l'évaluation en raison de tendances contradictoires et de problèmes en ce qui concerne les procédures de standardisation. Il a également été proposé de retirer les indices des canneurs des modèles de production excédentaire, car on estime qu'ils représentent uniquement quelques groupes d'âge, ce qui pourrait aller à l'encontre des postulats de ces modèles.

Il a été proposé de représenter sous forme de diagramme toutes les séries de CPUE comparées à un modèle GAM ajusté à toutes les séries afin de chercher des corrélations et d'identifier par conséquent les séries qui fournissent des informations similaires ou contradictoires. Cela pourrait ensuite être utilisé pour déterminer les séries qui devraient être utilisées dans les évaluations. Ces diagrammes de corrélation sont présentés à la **Figure**

17a et b et à la **Figure 18a et b** pour l'Atlantique Nord et Sud, respectivement. En ce qui concerne la **Figure 17**, les pêcheries de surface sont comparées aux pêcheries palangrières avec un intervalle de deux ans afin de refléter les différentes sélectivités des flottilles.

Dans le cas de l'Atlantique Nord, ces figures indiquent que les canneurs et les ligneurs espagnols affichent des tendances relativement cohérentes avec la palangre japonaise. La série de transition de la palangre japonaise s'est révélée poser problème en raison de sa forte tendance décroissante. Cette série couvre une période au cours de laquelle un changement de ciblage s'est produit, ce qui peut ne pas avoir été pleinement saisi dans la procédure de standardisation de la CPUE. Par conséquent, la tendance de cette série peut ne pas être le reflet d'un réel changement de biomasse de la population, c'est pourquoi il a été décidé de ne pas inclure cette série dans les modèles d'évaluation. Les corrélations apparaissent souvent sur de courtes périodes, et non pas sur l'ensemble de la période. Le Groupe a reconnu que ces diagrammes constituent un outil exploratoire et qu'ils ne devraient pas être utilisés pour décider de manière absolue quelles sont les données à exclure, mais devraient apporter des informations sur la façon dont les données devraient être utilisées. Il a été recommandé qu'un exercice factoriel soit réalisé en utilisant différents groupes de CPUE similaires et en observant les ajustements du modèle à ces scénarios séparés.

Dans le cas du Sud, le Groupe a généralement accordé que la série de CPUE du Brésil ne devrait pas être incluse dans les modèles de production excédentaire en raison des problèmes, débattus précédemment, qu'elle représente. On a également déterminé que la série des canneurs ne devrait pas non plus être incluse dans les modèles de production excédentaire, car elle ne suit que des cohortes spécifiques de la population, ce qui contrevient aux postulats des modèles. Comme dans le cas de l'Atlantique Nord, on a proposé d'exclure la CPUE de la période de transition de la palangre japonaise des modèles d'évaluation. Cette tendance différerait de l'autre série de CPUE et il a été décidé de ne pas inclure cette série dans les modèles d'évaluation.

6. Identification des données d'entrée pour les différents modèles d'évaluation et le cadre de l'avis

Le Groupe a reconnu que les groupes de modèles d'évaluation considérés nécessitent différentes configurations des données d'entrée. Le modèle et les exigences en matière de données de chacun d'entre eux sont présentés dans le tableau ci-dessous. Les paramètres du cycle vital requis pour exécuter les modèles statistiques de prise par âge (à savoir l'équation taille-poids, la croissance, la fécondité, etc.) sont décrits au point 2. Les données des pêcheries sont celles préparées pendant la réunion (voir point 3 pour de plus amples détails). Les différentes séries temporelles de CPUE ont été extraites des divers documents présentés pendant la réunion (voir le point sur la CPUE et les **Tableaux 13-15**).

Nord

<i>DONNÉE</i>	<i>MFCL</i>	<i>VPA</i>	<i>SS3</i>
Cycle vital	√		√
Débarquements	√	√	√
CPUE	√	√	√
Prise par taille	√		√
Prise par âge		√	

Sud

<i>DONNÉE</i>	<i>ASPIC</i>	<i>BSP</i>
Cycle vital		
Débarquements	√	√
CPUE	√	√
Prise par taille		
Prise par âge		

Le document SCRS/2009/148 décrivait une méthode qui avait été présentée précédemment à la réunion du Groupe d'espèce de 2009, mais elle n'avait pas été incluse dans le modèle d'évaluation du germon du Nord. Le document décrivait la construction d'un modèle à deux sexes à utiliser si les données sexo-spécifiques des débarquements font défaut. Le Groupe a révisé la méthodologie et a convenu de l'utiliser lors de la prochaine évaluation du germon du Nord. Le Groupe a également discuté de la façon de tirer profit au maximum du cadre de modélisation Stock Synthèse dans l'évaluation de 2013 compte tenu du fait que l'évaluation antérieure utilisait

le MFCL pour formuler l'avis de gestion. Plusieurs idées ont été discutées, telles que l'utilisation du modèle SS à des fins de vérification des hypothèses ou son utilisation en vue de produire un modèle moins complexe à des fins d'examen. Une grande partie des discussions sur la vérification des hypothèses se concentrait sur la façon dont des changements de la capturabilité et/ou de variables océanographiques pourraient contribuer à expliquer certains changements plus radicaux des estimations de la CPUE, à savoir la flottille irlandaise de chalut semi-pélagique. Finalement, le Groupe a décidé que le scientifique réalisant l'évaluation responsable d'exécuter le modèle devrait utiliser son meilleur jugement et fournir la meilleure spécification du modèle possible sans prendre en considération la façon dont le modèle MFCL avait été configuré ou paramétrisé. Il a cependant été noté que les décisions concernant des aspects tels que la structure de la flottille et le caractère saisonnier devraient probablement être utilisées ultérieurement sans modification.

Explication de l'absence d'ajustement aux compositions de taille des canneurs espagnols

Afin de contribuer à déterminer s'il existait des raisons importantes justifiant l'utilisation d'une sélectivité variant dans le temps, le Groupe a révisé un diagramme à bulles des valeurs résiduelles de l'ajustement des compositions de taille des pêcheries de canneurs espagnols provenant de l'évaluation de 2009 (Anon. 2010). Il semble qu'il existe quatre schémas résiduels clairs : une période de référence de 1981-1991, 1992-1995, 1996-2003, et un retour à la période initiale de référence commençant en 2004. Le schéma résiduel de 1992-1995 a été expliqué par le fait que la flottille se déplace dans la zone des Açores et cible des poissons plus grands, alors qu'il n'y a aucune explication claire dans le cas du bloc 1996-2003. Par conséquent, il a été déterminé que la sélectivité variant dans le temps de cette pêcherie divisée en bloc était adéquate. De plus, sur la base du schéma de sélectivité, il a été reconnu que le poisson débarqué par cette flottille dans les Açores devrait être placé dans la pêcherie numéro 4 de la liste des flottilles du modèle d'évaluation intégré.

Points limites de référence

Le Secrétariat a présenté les modèles opérationnels, les points de référence associés et les modèles de procédure de gestion en cours d'élaboration afin de concevoir un cadre d'évaluation de stratégie de gestion pour le stock du germon du Nord. Dans le cas des modèles opérationnels, des hypothèses alternatives concernant la biologie du germon ont été testées et les points de référence biologiques associés ont été présentés. Pendant la présentation, plusieurs questions ont été abordées sur la façon dont les différents scénarios considérés actuellement peuvent servir de point de départ pour créer de nouveaux scénarios plus exhaustifs. Les modèles opérationnels, dans ce cas des scénarios Multifan-CL, pourraient être utilisés pour générer des données de simulation.

En outre, on a discuté de plusieurs solutions de remplacement des modèles de procédure de gestion. Les contraintes de la réglementation de la mortalité par pêche, dont les réductions limitées de la prise et de l'effort, ont été étudiées au moyen de scénarios provisoires avec le cadre d'évaluation de la stratégie de gestion.

Les documents SCRS/2013/033, SCRS/2013/034 et SCRS/2013/035 décrivaient en détail le travail réalisé pour créer un cadre d'évaluation de la stratégie de gestion (« MSE » selon les sigles anglais) (Kell et al., 2006) afin d'élaborer des points limite de référence (« LRP » selon les sigles anglais) pour le germon de l'Atlantique Nord. Ce travail a été présenté à la réunion du Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation des stocks et à la réunion de l'ISSF sur les normes de contrôle de la ponction (« HCR » selon les sigles anglais). Le document SCRS/2013/033 décrit une procédure de gestion reposant sur un modèle de biomasse dynamique. Le document SCRS/2013/034 décrit le conditionnement d'un modèle opérationnel reposant sur Multifan-CL (Fournier). Le document SCRS/2013/035 apporte un exemple d'exécution d'une MSE dans laquelle des mesures des performances bioéconomiques sont utilisées pour évaluer les performances des LRP utilisés comme partie d'une HCR par rapport aux objectifs de gestion. Le document ne fournit pas de LRP, cela nécessite encore un surcroît de travail, c'est-à-dire lorsque les LRP potentiels sont évalués pour plusieurs modèles opérationnels qui reflètent une incertitude entourant les dynamiques du stock et de la flottille.

Les LRP seront évalués comme partie intégrante d'une HCR utilisant une MSE. Le choix des scénarios à utiliser dans les essais d'évaluation sera fondamental. Le document SCRS/2013/035 apporte des détails sur les approches pouvant être utilisées. Le choix des essais devrait refléter l'incertitude entourant les dynamiques de population et pêcherie et les incidences potentielles sur les risques de ne pas atteindre les objectifs de gestion.

Cela ne signifie pas que toutes les incertitudes doivent être modélisées dans les essais car dans certains cas une source spécifique d'incertitude peut ne pas avoir d'impact, par exemple :

- la conversion d'une prise par taille en prise par âge si la procédure de gestion repose sur un modèle dynamique de biomasse ou
- la pente à l'origine de la relation stock-recrutement s'il est postulé qu'un essai a échoué si la SSB est inférieure au niveau minimum biologique acceptable (Serchuk et Grainger, 1992), un niveau de biomasse du stock reproducteur en dessous duquel les biomasses observées du stock reproducteur de plusieurs années ne sont pas jugées satisfaisantes et les recrutements associés sont inférieurs à la moyenne ou à la médiane du recrutement.

Il existe plusieurs schémas d'exécution des essais de simulation (Kell et al. 2006, CIEM 2007) et le choix final dépendra de facteurs scientifiques, techniques et institutionnels. En ce qui concerne la MSE, l'objectif consiste à utiliser une conception hiérarchique factorielle. En premier lieu, les essais seront fondés sur les effets principaux : i) hypothèses biologiques, ii) postulat de prise par taille, iii) indices approchant de l'abondance du stock (par exemple, les séries de CPUE). Ces interactions seront évaluées ultérieurement (Kell et al. 1999).

Le Groupe a rappelé que la Recommandation 11-04 stipule que « avant la prochaine évaluation du germon de l'Atlantique Nord, le SCRS devra développer un point limite de référence (LRP) pour ce stock. Les futures décisions sur la gestion de ce stock devront inclure une mesure qui active un programme de rétablissement, si la biomasse chute à un niveau se rapprochant du LRP défini, tel qu'établi par le SCRS. » Le Groupe a constaté que le processus requiert une interaction importante avec la Commission et que les décisions doivent être prises par les responsables (par exemple pour déterminer les niveaux souhaités de risque). Le Groupe a rappelé que le WGSAM a fourni quelques HCR génériques qui pourraient être utilisées par le Groupe d'espèces sur le germon. En substance, le WGSAM a suggéré que ces HCR peuvent être paramétrisées pour chaque espèce en examinant différents niveaux de F_{cible} et B_{seuil} (qui pourraient être considérés comme un LRP) et en les comparant selon les mesures de performances (à savoir la probabilité de se situer dans la zone verte). Le cadre de MSE élaboré jusqu'à présent permet de formuler un avis à la Commission selon des niveaux de F_{cible} et B_{seuil} . En réponse à la Recommandation 11-04, l'objectif consiste à ce que l'avis de gestion soit formulé selon une fourchette de valeurs plausibles de F_{cible} et B_{seuil} dans l'évaluation de 2013. Le Groupe est toutefois conscient que l'élaboration complète de ce travail demandera beaucoup plus de temps que celui dont on dispose avant l'évaluation (pour étudier d'autres sources d'incertitude), et qu'un dialogue interactif avec la Commission peut prendre plusieurs années.

7. Recommandations

Les paramètres biologiques utilisés dans l'évaluation devraient être révisés. Il est très important de disposer de paramètres biologiques précis aux fins de l'évaluation de stock et du processus d'estimation des points limites de référence des stocks de germon. Les paramètres biologiques du germon reposent dans de nombreux cas sur d'anciennes études et il est important d'évaluer si ces paramètres ont changé au cours du temps ou si les observations actuelles coïncident avec les estimations des anciennes études. Les études sur les paramètres biologiques devraient inclure des comparaisons entre les paramètres de différentes zones et prendre en considération les méthodes utilisées afin de faciliter l'élaboration d'autres scénarios biologiques pour l'évaluation de stock. Le Groupe a noté que d'importants efforts sont actuellement déployés pour mettre à jour les paramètres biologiques du Pacifique et qu'il s'agirait d'une excellente occasion de réaliser un travail de comparaison et de s'appuyer sur les méthodologies utilisées dans le Pacifique pour les stocks de l'Atlantique. L'évaluation des paramètres biologiques constitue l'un des piliers du programme de recherche sur le germon que le SCRS a récemment recommandé. Le Groupe estime que ce programme de recherche devrait être pris sérieusement en considération dans le plan stratégique du SCRS au titre de 2015-2020 et dans le cadre de la Résolution sur la meilleure science disponible (Rés. 11-17).

Le Groupe a recommandé que le cadre MSE soit affiné pour le germon. Entre autres, il conviendrait de favoriser l'inclusion d'une gamme plus complète d'incertitudes comprenant les erreurs d'observation, du modèle de processus et de mise en œuvre. Cela permettrait de mieux définir l'incertitude de l'état du stock actuellement et à l'avenir. De plus, un cadre de la sorte pourrait contribuer à établir des priorités entre les principaux composants du programme de recherche sur le germon (paramètres biologiques, données halieutiques et modèles). Le cadre MSE pourrait également aider le Groupe d'espèces sur le germon à simplifier le processus de mise à jour de l'avis de gestion, en utilisant par exemple des modèles plus simples.

Afin de mieux comprendre les biais potentiels et l'incertitude associée à la CAA, le Groupe continue de recommander de poursuivre les analyses sur la méthodologie utilisée pour calculer la CAA. On a suggéré un cadre de simulation englobant le processus d'échantillonnage, des substitutions et plusieurs méthodes alternatives de conversion de CAS en CAA. Ce cadre de simulation pourrait être intégré dans le cadre MSE à l'avenir et pourrait permettre d'améliorer l'identification et le classement des différentes sources d'incertitude (échantillonnage par opposition à modélisation) en ce qui concerne l'avis de gestion.

Le Groupe a reconnu que le fait de disposer du tableau d'évaluation des séries de CPUE au début de la réunion était un avantage. Le Groupe a recommandé que le Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation des stocks devrait examiner des manières de développer, d'automatiser et d'améliorer en dernière instance l'objectivité des critères utilisés dans ce tableau.

Le Groupe a observé que des changements récents de la disponibilité du germon dans des zones d'alimentation du Nord-Est peuvent avoir affecté les tendances de CPUE de différentes pêcheries de surface. Il est par conséquent recommandé d'étudier l'effet des variables environnementales sur ces tendances de CPUE afin de mieux les interpréter.

En ce qui concerne la présentation de la CAS en tant qu'information de taille de la Tâche II, le Groupe a rappelé les exigences du SCRS concernant la déclaration de la CAS avec des échantillons de taille.

Le Groupe a encouragé les participants chargés des tâches de modélisation à faire avancer les travaux visant à affiner les modèles d'évaluation de stock pendant et après la réunion d'évaluation, y compris pendant les années au cours desquelles aucune évaluation n'est prévue. À titre d'exemple, le Groupe a estimé qu'il pourrait être utile de revoir la définition actuelle des pêcheries MFCL.

Les premières estimations des rejets de germon des pêcheries palangrières uruguayennes ont été mises à disposition pendant la réunion de préparation des données (SCRS/2013/067). Le Groupe a recommandé d'étendre ces études à d'autres pêcheries palangrières afin d'obtenir des estimations du volume de germon rejeté. Il a également été recommandé de reconstruire cette série de CPUE en utilisant des données concernant le germon retenu à bord et rejeté.

Plusieurs pays réalisant d'importantes pêcheries de germon n'ont pas été représentés lors de la réunion de préparation de données, ce qui limite la capacité du Groupe de revoir correctement les données halieutiques de base et quelques CPUE standardisées soumises par voie électronique. Cela a engendré des incertitudes non quantifiées et a eu une incidence négative sur la réalisation avec succès de l'objectif de la réunion. Afin de surmonter cette limitation, le Groupe a recommandé que les CPC déploient davantage d'effort et sachent qu'il existe des fonds disponibles de renforcement des capacités afin de participer et de contribuer aux réunions des groupes de travail.

8. Autres questions

Aucune autre question n'a été discutée.

9. Adoption du rapport et clôture

Le rapport a été adopté et la réunion a été levée.

Références

- Anon. 2010. Report of the 2009 ICCAT Albacore Stock Assessment Session (*Madrid, Spain, July 13 to 18, 2009*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1113-1253.
- Anon. 2013, Report of the 2012 ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods (*Madrid, Spain, April 16 to 20, 2012*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 69 (in press).
- Bard, F.X. 1981, Le thon germon (*Thunnus alalunga*) de l'Océan Atlantique. Ph.D. Thesis presented at the University of Paris, 333 p.
- Domingo, A., Pons M., Jiménez S., Miller P., Barceló C. and Y. Swimmer. 2012. Circle hook performance in the Uruguayan pelagic longline fishery. *Bulletin of Marine Science*. 88(3):499-511.
- Farley, J.H., Williams, A.J., Hoyle, S.D., Davies, C.R., Nicol, S.J. 2013, Reproductive Dynamics and Potential Annual Fecundity of South Pacific Albacore Tuna (*Thunnus alalunga*). *PLoS ONE* 8(4): e60577. doi:10.1371/journal.pone.0060577.
- Foreman, T.J. 1980, Synopsis of biological data on the albacore tuna, *Thunnus alalunga* (Bonnaterre, 1788), in the Pacific Ocean. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Spec. Rep.*, 2: 17-70.
- ICCAT Manual*. Chapter 2. Albacore. <http://www.iccat.int/en/ICCATManual.htm>.
- ICES 2007, Report of the Study Group on Risk Assessment and Management Advice. *ICES CM 2007/RMC*: 02.
- Kell, L., O'Brien, C., Smith, M. Stokes, T. and Rackham, B. 1999, An evaluation of management procedures for implementing a precautionary approach in the ICES context for North Sea plaice (*Pleuronectes platessa*). *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil*, 56(6): 834–845.
- Kell, L.T., De Oliveira, J.A., Punt, A.E., McAllister, M.K. and Kuikka, S. 2006, Operational management procedures: An introduction to the use of evaluation framework. *Developments in Aquaculture and Fisheries Science*, 36: 379-407.
- Kimura, D.K. and Chikuni, S. 1987, Mixtures of empirical distributions: an iterative application of the age-length key. *Biometrics* 43: 23-35.
- Lee, L.K. and S.Y. Yeh. 2007. Age and growth of South Atlantic albacore – a revision after the revelation of otolith daily ring counts. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 60 (2): 443-456.
- Penney, A. 1994. Morphometric relationships, annual catch-at-size for South African-caught South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 42(1): 371-382.
- Santiago, J. 1993, A new length-weight relationship for the North Atlantic albacore. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 40(2): 316-319.
- Santiago, J. 2004, Dinámica de la población de atún blanco (*Thunnus alalunga*, Bonaterre 1788) del Atlántico Norte. Tesis Doctoral, Univ. País Vasco, 354 pp.
- Schrippa, M.J. 2009, Construction and evaluation of a two-sex assessment model for North Atlantic albacore (SCRS/209/148).
- Serchuk, F.M. and Grainger, R.J.R. 1992, Development of the basis and form of ICES fisheries management advice: Historical background (1976-1990) and the new form of ACFM advice (1991-??). *ICES CM 1992/Assess*: 20.
- Williams, A.J., Farley, J.H. Hoyle, S.D., Davies, C.R., Nicol, S.J. 2012, Spatial and Sex-specific Variation in Growth of Albacore Tuna (*Thunnus alalunga*) across the South Pacific Ocean. *PLoS ONE* 7(6): e39318. doi:10.1371/journal.pone.0039318.

INFORME DE LA REUNIÓN ICCAT DE 2013 DE PREPARACIÓN DE DATOS SOBRE ATÚN BLANCO DEL ATLÁNTICO NORTE Y DEL ATLÁNTICO SUR

(Madrid, España, 22 a 26 de abril 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 Grupo).

Presidió la reunión el Dr. Haritz Arrizabalaga (UE-España), coordinador del atún blanco. El Dr. Arrizabalaga dio la bienvenida a los participantes y resaltó que el proceso de evaluación de stock de atún blanco del Atlántico, lo que incluye esta reunión de preparación de datos, iba a ser objeto de revisión por pares. A continuación, el coordinador de atún blanco dio la bienvenida al Dr. Alan Langley, que participaría en la reunión en calidad de revisor por pares. El Dr. Arrizabalaga procedió a revisar el orden del día, que se adoptó sin 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:

P. Pallarés	Puntos 1 y 12
J.M. Ortiz de Urbina and M. Pons	Punto 2
M. Ortiz and C. Palma	Puntos 3, 4 y 5
G. Díaz	Punto 6
P. de Bruyn	Punto 7
P. de Bruyn, G. Díaz, M. Schripa, G. Merino	Punto 8
L. Kell and G. Merino y P. de Bruyn	Punto 9
R. Cosgrove	Punto 10
H. Arrizabalaga	Puntos 11

2. Examen de la información nueva e histórica sobre biología, lo que incluye la información sobre mercado

En lo que concierne a la evaluación de 2013 de los stocks de atún blanco del Norte y del Sur no se ha presentado al Grupo nueva información pertinente sobre biología. Por tanto, los parámetros biológicos de ambos stocks se mantendrán igual que en evaluaciones anteriores.

En la **Tabla 1** se presentan los parámetros biológicos actualmente asumidos para el stock del Norte. La modelación del crecimiento para el stock de atún blanco del Atlántico Norte se basa en los parámetros de crecimiento estimados por Bard (1981): $L_{\infty} = 124,74$; $k = 0,23$; $t_0 = -0,9892$. Los factores de conversión para las relaciones talla-peso, parámetros que tienen que aplicarse en la evaluación, son los estimados por Santiago (1993) y que están incluidos en el Capítulo 2 del Manual de ICCAT sobre atún blanco del Atlántico (<http://www.iccat.int/es/ICCATManual.htm>). El vector de madurez asumido es el 50% de madurez en la edad 5 y madurez completa posteriormente (Bard, 1981). En lo que concierne a la mortalidad natural, se asumió que era igual a 0,3 para todas las clases de edad. Además, basándose en los análisis realizados durante la última sesión de evaluación de stock, también se dispuso de un vector de mortalidad natural que varía con la edad para las edades 1 a 15 (Anon 2009).

Igualmente, se asumió una ratio de sexos de 1:1 antes de alcanzar la madurez sexual, lo que se ha observado para varios stocks de atún blanco, incluidos los del Pacífico norte (Foreman, 1980) y los del Atlántico Norte (Bard, 1981; Santiago, 2004). Sin embargo, se ha comunicado una proporción más elevada de machos en clases de talla más grandes; a medida que aumenta la talla, la proporción de machos se incrementa hasta una talla en la que apenas hay hembras, lo que podría deberse a la mortalidad y/o al crecimiento diferencial. Tras alcanzar la madurez sexual, el porcentaje de hembras por clase de talla desciende drásticamente y los machos prevalecen entre los ejemplares de más de 85 cm (**Figura 1**).

Durante la sesión de evaluación de stock del Atlántico norte de 2009, los científicos nacionales y la Secretaría de ICCAT procedieron a una revisión exhaustiva de la información histórica de marcado (Anón. 2009). Esta información se ha considerado en algunos de los ensayos MFCL de sensibilidad. La intensidad de marcado ha variado considerablemente a lo largo de los años. Durante los años 1989 y 1991, se realizaron cruceros de marcado de investigación de atún blanco. En este periodo, se produjo un número relativamente elevado de liberaciones. El Grupo consideró que la ulterior utilización de datos de marcado en el modelo MFCL podría restringirse a este periodo homogéneo de tiempo, en vez de considerar todo el periodo.

En la **Tabla 2** se muestran los parámetros biológicos actualmente asumidos para el stock meridional. Los parámetros de crecimiento del atún blanco del Atlántico sur se basan en un estudio exhaustivo de Lee y Yeh (2007): $L_{\infty} = 147,5$; $k = 0,126$; $t_0 = -1,89$. Los factores de conversión para las relaciones talla-peso, parámetros que se tienen que utilizar en la evaluación, son los estimados por Penney (1994) que se describen en el Capítulo 2 del Manual de ICCAT para el atún blanco del Atlántico. Se asume que el vector de madurez era de un 50% de madurez a la edad 5 y que la madurez completa se alcanza posteriormente (Bard 1981) En lo que concierne a la mortalidad natural se asumió que se situaba en 0,3 para todas las clases de edad.

Se presentó al Grupo una compilación de la información disponible en la bibliografía sobre la madurez de diferentes stocks de atún blanco. Estos estudios respaldan el supuesto de 50% de madurez en la edad 5 en el Atlántico. Sin embargo, algunos estudios sugieren la posibilidad de unas ojivas de madurez menos marcadas que las asumidas para los stocks del Atlántico. Además, se informó al Grupo de los resultados de un programa de muestreo a gran escala que abordaba la madurez y crecimiento del atún blanco en el océano Pacífico meridional (William et al. 2012; Farley et al. 2013).

En el debate subsiguiente, el Grupo acordó que se conocen poco los parámetros biológicos clave del atún blanco del Atlántico. El conocimiento de la biología de los stocks de atún blanco sirve de base para el asesoramiento del SCRS, ya que los parámetros biológicos son un valor de entrada clave en los modelos de evaluación de stock utilizados actualmente por el Grupo. Por tanto, se requiere una cantidad importante de trabajos de investigación sobre biología para mejorar la calidad del asesoramiento científico y reducir la incertidumbre asociada con dicho asesoramiento.

3. Examen de las estadísticas básicas de las pesquerías

La Secretaría presentó la información más actualizada de Tarea I y Tarea II (captura y esfuerzo y muestras de talla) para los stocks de atún blanco del Atlántico norte (ALB-N) y del Atlántico Sur (ALB-S) para el periodo 1950-2011. Para conseguir una visión consolidada de las estadísticas disponibles también se presentaron los catálogos respectivos (ALB-N en la **Tabla 3** y ALB-S en la **Tabla 4**) que cubren el periodo 1980-2011. En la Tarea I las pesquerías se clasificaron en función de su importancia (en la Tabla se muestran los pesos medios de 2/3 de la serie temporal). La Secretaría dispone de información más detallada que puede solicitarse si se requiere. Uno de los objetivos del Grupo era la preparación de los archivos de entrada de MFCL para el stock de atún blanco del Norte. A este efecto, el Grupo incrementó el número de pesquerías analizadas en la evaluación de 2009, pasando de 10 a 12, tras considerar que posiblemente se produjo un cambio en la capturabilidad de la pesquería de palangre de Taipei Chino (SCRS/2013/069). Basándose en esto, el Grupo decidió dividir la pesquería en tres periodos diferentes ($\text{año} < 1987$, $1987 \leq \text{año} \leq 1998$, $\text{año} \geq 1999$).

3.1 Tarea I (capturas)

La tabla resumen de Tarea I de atún blanco (que contiene las capturas de los tres stocks de atún blanco) se presenta en la **Tabla 5**. La Secretaría también ha actualizado las estimaciones CATDIS (distribución de capturas de Tarea I por trimestre y cuadrículas de $5^{\circ} \times 5^{\circ}$ para las principales combinaciones pesquería-flota/arte) para el periodo completo de 1950-2011. La **Figura 2** representa el mapa de las capturas de atún blanco en la zona del Convenio de ICCAT por década y artes principales.

3.1.1 Atlántico norte

El Grupo revisó detalladamente la distribución de la captura del stock septentrional de atún blanco por país, arte y año. El Grupo realizó varias revisiones en la Tarea I. Se aplicaron traspasos (promedio de los dos años anteriores) a los datos de captura que faltaban de las pesquerías de palangre de 2011 de Panamá, Grenada, Trinidad y Tobago y Côte d'Ivoire. Además, teniendo en cuenta la distribución espacial (cuadrículas de $5^{\circ} \times 5^{\circ}$) de los datos de captura y esfuerzo de Tarea II de algunas flotas de palangre (Panamá 2009, Filipinas 2010 y 2011,

Corea 2010 y 2011) con una ratio elevada de cobertura de Tarea II ($\geq 80\%$), el Grupo acordó adoptar los criterios de reasignación de stock (ALB-N y ALB-S) de la Secretaría (captura y esfuerzo- por stock - ratios en peso). Finalmente, en los casos en los que faltaban datos de Tarea I (cerco de Guatemala 2010) pero se disponía de información sobre captura y esfuerzo procedente de Tarea II, se traspasaron estos datos a la Tarea I y CATDIS se actualizó en consecuencia.

La captura global de atún blanco del Norte mantiene una tendencia decreciente con algunos valores máximos puntuales como las casi 37.000 t que se alcanzaron en 2006. Desde 2006, el descenso en las capturas se ha debido sobre todo al descenso en las capturas de las pesquerías de cebo vivo (una reducción del ~60% en peso) y de curricán (una reducción del ~65%) sobre todo en el mar Cantábrico (flota española). Las capturas de las pesquerías de palangre (asociadas sobre todo con las flotas de Japón y Taipei Chino) también experimentaron una reducción de aproximadamente un 25% en peso. En la **Figura 3** se muestran las tendencias en la captura nominal de Tarea I.

Para preparar los archivos de entrada MFCL, las series de captura del stock de atún blanco del Atlántico norte (Tarea I o CATDIS) se clasificaron en 12 pesquerías principales (véase información detallada en la **Tabla 6**. En la **Tabla 7** se presenta la captura nominal de Tarea I por pesquería y por año. Las capturas nominales totales por pesquería y año se muestran en la **Figura 4**.

3.1.2 Atlántico sur

El Grupo también revisó las series de captura de Tarea I del stock de atún blanco del Atlántico sur. Al igual que con el stock de atún blanco del Norte, el Grupo realizó algunas correcciones a las estadísticas de captura del stock meridional. Se aplicaron traspasos (promedio de los dos años anteriores) a los datos de capturas de la pesquería de palangre de Côte d'Ivoire y de la pesquería de cerco de Argentina que faltaban para 2011. Las capturas de cebo vivo de Sudáfrica para los años 2009, 2010 y 2011 se desglosaron en cebo vivo y caña y carrete (BB: 62%, RR: 38%) utilizando el promedio de Tarea I de 2007-2008, sin que se vieran afectadas las cifras totales comunicadas. La cifra de captura de palangre uruguayo para 2009 se redujo, pasando de 685 a 97 t, dado que la diferencia de 588 t había sido ya comunicada como parte de las capturas japonesas de 2009 (las capturas originales de Uruguay incluían capturas de buques japoneses que operaron en el marco de un acuerdo pesquero con Uruguay). Con efecto para ambos stock, se procedió a un traspaso del desglose por stock de las capturas de palangre de Panamá 2009, Filipinas 2010 y 2011, Corea 2010 y 2011 (explicación en la sección 3.1.1). Las capturas de cerco de Guatemala de 56 t para 2010 (obtenidas de los datos de captura y esfuerzo de Tarea II) se incluyeron en la Tarea I. Se ajustó CATDIS para el atún blanco del Sur en consecuencia.

El Grupo constató que la captura total nominal de Tarea I ha oscilado en torno a 24.000 t entre 2006 y 2011. Las capturas de las principales pesquerías (LL: Taipei Chino, Japón y Brasil; BB: Sudáfrica, Namibia y Brasil) mostraban tendencias similares cuando se compararon con la captura total. Las capturas totales acumuladas por arte principal y año se muestran en la **Figura 5**.

Dado que no se utilizará MFCL en la evaluación del stock de atún blanco del Sur, no se crearon archivos de entrada MFCL para esta región.

3.2 Tarea II (captura y esfuerzo)

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 (ALB-N: **Tabla 3**, ALB-S: **Tabla 4**) indicando "a" en cada hilera de Tarea II (campo DSet="t2").

3.2.1 Atlántico norte

El catálogo de atún blanco del Atlántico norte muestra que para las cinco pesquerías más importantes del stock septentrional las series T2CE están casi completas para los diez últimos años. Las recientes presentaciones realizadas por UE-España (BB y TR desde 2009 en adelante) y UE-Francia (TW y TR para 2007 y 2011) completaron las estadísticas T2CE. Sin embargo, faltan algunos conjuntos de datos T2CE para la primera parte del periodo y para algunas pesquerías menos importantes. Estos conjuntos de datos que faltan deberían ser considerados por los científicos nacionales que asisten a las reuniones y, cuando sea posible, deberían comunicarse a la Secretaría. Para las CPC de ICCAT sin representación científica en la reunión, la Secretaría debería solicitar los conjuntos de datos faltantes correspondientes.

Al igual que en la evaluación de 2009, el Grupo trabajó en el conjunto de datos de captura y esfuerzo de Tarea II (1950 a 2011) para el stock de atún blanco del norte, con el objetivo de utilizarlo en los análisis de CPUE (MFCL y VPA). Se adoptó el mismo enfoque para eliminar duplicaciones o series dudosas: a) seleccionar información detallada de todas las series disponibles que comunicaron esfuerzo (con unidades bien identificadas), y en las que las capturas totales de atún blanco (agregadas en la serie, ya sea en número o en peso) eran mayores que cero; b) eliminar de los conjuntos de datos obtenidos en (a) los subconjuntos con esfuerzo duplicado (comunicación "doble" del mismo esfuerzo en diferentes conjuntos de datos con composición de la captura por especies parcial); o los subconjuntos sin una resolución suficiente de tiempo (por año) o espacio (zonas de muestreo ICCAT, cuadrículas del tipo: 20x20, 10x20, 10x10).

A continuación, se clasificaron los conjuntos de datos filtrados en 12 pesquerías principales de atún blanco del Norte consideradas en Multifan-CL, manteniendo su estructura original (pesquería, año, pabellón, flota, grupo de arte, trimestre, mes, esfuerzo, tipo de esfuerzo, unidad de captura [número/kg], captura de atún blanco, captura de otros túnidos, ratio de atún blanco, CPUE nominal de atún blanco).

3.2.2 Atlántico sur

El catálogo de atún blanco del Sur muestra que las cinco pesquerías más importantes del stock meridional también disponen de series casi completas de T2CE durante los diez últimos años (con la excepción de la pesquería de cebo vivo de Namibia en 2003). No se han recibido presentaciones recientes. También faltan conjuntos de datos de T2CE para las primeras fases del periodo y para algunas pesquerías de menor importancia. Estos conjuntos de datos que faltan deberían ser considerados por los científicos nacionales que asisten a las reuniones y, cuando sea posible, deberían comunicarse a la Secretaría. Para las CPC de ICCAT sin representación científica en la reunión, la Secretaría debería solicitar los conjuntos de datos faltantes identificados.

La Secretaría no preparó un conjunto de datos específicos (igual que para el atún blanco del Norte) para los estudios de estandarización de la CPUE.

3.3 Datos de frecuencias de tallas

En los catálogos respectivos se identificó la disponibilidad de datos de tallas de Tarea II (T2SZ; frecuencia de tallas comunicadas; CAS: captura por talla comunicada) (por stock, año, arte principal y pabellón) (ALB-N: **Tabla 3**, ALB-S: **Tabla 4**. En las tablas "b" indica datos disponibles de T2SZ y "c" datos disponibles de CAS (campo DSet = "t2").

Para ambos stocks, Japón presentó una revisión importante de sus datos CAS de la pesquería de palangre para el periodo 1992 a 2011, que incluía la magnitud y naturaleza de los cambios. Este conjunto de datos estaba incompleto en la base de datos de ICCAT desde 2008. Tras una comparación directa de la nueva serie con la disponible en ICCAT (utilizada en la evaluación de 2009) no se detectaron diferencias importantes, excepto en algunos años específicos. El Grupo decidió sustituir totalmente la serie CAS japonesa disponible en ICCAT por la nueva CAS comunicada.

3.3.1 Atlántico norte

El catálogo de atún blanco del norte muestra que las cinco pesquerías más importantes del stock septentrional también disponen de series casi completas de T2SZ/CAS (con la excepción de la pesquería de cebo vivo de UE-Portugal en 2006) durante los diez últimos años. Eso fue posible debido a las recientes presentaciones/revisiones de UE-Francia (TW en 2007 y 2009) y UE-España (2011, BB y TR). Para la primera fase de la serie temporal y para algunas pesquerías de menor importancia existen importantes lagunas que deberían cubrirse cuando se posible.

Para poder utilizar en MFC toda la información de frecuencias de tallas, ésta se clasificó en 12 pesquerías MFCL (**Tabla 6**).

MFCL utiliza el máximo posible de muestras de talla observadas (T2SZ). Sin embargo, el Grupo constató que en muchos casos las CPC sólo comunicaban CAS y que no se disponía de ninguna información sobre las muestras de talla utilizadas para estimar CAS. Este es el caso de las pesquerías BB y TR de UE-España. En la evaluación de 2009, las muestras de talla españolas utilizadas como entradas en MFCL se crearon (proceso inverso de creación de CAS) utilizando la ratio de peces muestreada por estrato (para UE-España: arte/mes/cuadrícula de

10x10) y su número correspondiente en CAS (ambos elementos se comunicaron y almacenaron en la base de datos de ICCAT) a modo de multiplicador del número de ejemplares de cada intervalo de clase de talla. La serie T2SZ se elaboró sólo para fines de evaluación y no se incorporó de forma permanente en el sistema de la base de datos de ICCAT. Sin embargo, el Grupo consideró que se trataba de un conjunto de datos importante para MFCL y que debería estar disponible para el SCRS cuando fuera necesario. La Secretaría propuso su integración en la base de datos de ICCAT identificándola como conjunto de datos de referencia (para utilizarla sobre todo en MFCL y también cuando no existan datos oficiales correspondientes). En el catálogo de atún blanco del Norte, esta serie aparece marcada con la letra "b" desde 1980.

3.3.2 Atlántico sur

Antes de la reunión, la Secretaría identificó las informaciones sobre talla que faltan para las principales flotas pesqueras. El Presidente difundió una solicitud especial a la que sólo respondió un número limitado de CPC. Con la presentación por parte de Sudáfrica (BB, 2008 a 2011), Brasil (BB & LL, 2007 a 2011) y Japón (LL, desde 1992), el catálogo de atún blanco del Sur en relación con T2SZ/CAS estaba casi completo (excepto Namibia BB 2003) para las cinco pesquerías más importantes del stock del Sur. Para las fases iniciales del periodo y para algunas pequeñas pesquerías hay importantes lagunas que deberían completarse cuando sea posible.

El Grupo constató el número decreciente de ejemplares muestreados por la flota japonesa en el stock meridional desde 2008. Las muestras de talla de Japón desde 2009 son muy escasas (llegando hasta menos de 5 ejemplares marcados en 2011). La estimación de la composición por tallas de la captura (CAS) para la flota japonesa (con un promedio de captura de Tarea I de aproximadamente 1.000 t en años recientes) podría resultar muy problemática.

Discusión general

En general, el Grupo constató que, aunque los catálogos indican que se dispone de información para principales flotas, la calidad de los datos T2SZ podría mejorarse en gran medida (en casos similares al de Japón), lo que facilitaría el trabajo del Grupo. El Grupo reiteró que las CPC deberían cumplir los requisitos de datos de ICCAT y presentar cada año datos de muestreos de talla y datos CAS para las principales pesquerías de túnidos.

En lo que concierne a la selección de muestras de frecuencias de tallas que se tienen que utilizar como entradas para el modelo MFCL, la Secretaría presentó los datos de frecuencias de tallas disponibles antes de la reunión (SCRS/2013/064). El documento recogía únicamente los datos de talla comunicados por las CPC. Se debatieron las distribuciones de tallas, las tendencias anuales de la talla media, el histograma por principales artes de pesca y stocks, y los análisis preliminares de representatividad de la muestra. En el documento se evaluó si algunos indicadores de distribuciones de tallas (número de mediciones, variación en la talla media como una función de la muestra de talla, asimetría y proporción relativa de muestras por pesquería en comparación con la proporción de la captura por pesquería) podrían considerarse aproximaciones a la hora de evaluar si una muestra de talla determinada se puede considerar representativa de la captura de la pesquería. Se comentó que algunos de los picos de distribuciones de muestras de tallas podrían no indicar adecuadamente la calidad del muestreo de talla.

El proceso de creación del archivo de frecuencias de tallas MFCL se realizó en fases de filtrado principales e independientes. La primera fase consistió en seleccionar de la base de datos de ICCAT únicamente los conjuntos de datos con información sobre talla (de ambas categorías muestras de talla medidas y datos CAS comunicados) que puedan utilizarse en MFCL y en armonizar su estructura interna (mediante una reducción de los conjuntos de datos CAS, seleccionando sólo los casos en los que faltan muestras de talla pero para los cuales la muestra está disponible). La segunda fase consistió en un proceso de filtrado para descartar los casos de frecuencias de tallas no informativos (o ambiguos).

En la fase uno, se seleccionaron únicamente los conjuntos de datos apropiados (con información lo suficientemente detallada como para poder utilizarla en MFCL), y que se caracterizan por incluir:

- a) intervalos de clases de talla de sólo 1 o 2 cm (cualquier límite: inferior, punto central, límite superior, "desconocido").
- b) frecuencias de tipo: longitud a la horquilla (FL), longitud total (TL), longitud curva a la horquilla (CFL) o cualquier conjunto de datos convertido de estructura de intervalos de clases de peso (sólo 1 kg de peso total) a su equivalente en longitud a la horquilla (1 cm, límite inferior),

- c) escala temporal: al menos por mes y trimestre;
- d) información geográfica: al menos por zonas de muestreo biológico de atún blanco (31, 32, 33 y 34).

De estos conjuntos de datos seleccionados, se descartan automáticamente todas las frecuencias de talla que estén fuera de la gama de talla (30 cm, 150 cm). Sólo entonces los conjuntos de datos CAS se reducen a cantidades cercanas a una escala más adecuada de conjuntos de datos de muestras observadas. En evaluaciones anteriores, el Grupo utilizó ratios de reducción (peces muestreados/peces capturados) en número que oscilaron entre 0,05% y 1,5%. Estas ratios se calcularon (por flota/artes/año/trimestre) sólo cuando los conjuntos de datos CAS comunicados a ICCAT cada año contenían el número de peces muestreado en cada estrato (combinaciones tiempo/zona). Este es el caso para muy pocos conjuntos de datos (por ejemplo, BB y TR de UE-España). En algunos conjuntos, se comunica el número de la captura (o erróneamente el peso de la muestra). En resumen, este tipo de información que se presta mucho a errores podría dar lugar a estimaciones mediocres de reducción de CAS. Por consiguiente, la repetición de estas estimaciones en el futuro podría ser muy difícil y requerir mucho tiempo.

Por las razones indicadas antes, la Secretaría no puede repetir en su totalidad la elaboración de las frecuencias de tallas utilizadas en la evaluación de 2009. Sin embargo, la utilización de una única ratio reducida de CAS de 1% en número en todos los conjuntos CAS utilizados y la matriz general resultante de frecuencias de tallas generales (por pesquería y año) era una buena aproximación. En general, excepto en unos pocos casos particulares (pesquerías [años]: ALB01 [83], ALB02 (78, 80, 83); ALB03 (78, 80); ALB04 [80, >=04]; ALB07 (93); ALB10 [00]; ALB12 [91, 94, 98, 00, 05]), no hay grandes diferencias entre la matriz de talla de 2009 y la actual. Todas estas series problemáticas se obtuvieron de conjuntos de datos CAS cuando no se dispuso de muestreo de tallas. Todas estas series problemáticas podrían resolverse sencillamente mediante la comunicación de muestras de talla adecuadas.

Para la fase dos (filtrado de muestras de talla), el Grupo considera apropiados los criterios de selección actuales (adoptados durante la evaluación de 2009, Anón. 2010) y recomienda su utilización. A continuación se presentan los criterios utilizados para descartar del MFCL los estratos de muestras de frecuencia de tallas (combinaciones pesquería, año y trimestre) (que se excluyen mutuamente):

- a) menos de 50 peces medidos,
- b) menos de 10 intervalos de clases de talla (clases de 2 cm, con una gama de 30 a 150 cm) y
- c) asimetría > 5.

Los criterios de filtrado sólo pueden aplicarse tras fusionar las muestras de talla de varias flotas (tal y como se describe en la **Tabla 6**) en totales por estratos (pesquería/año/trimestre).

En la **Tabla 8** se resumen los resultados de aplicar estas dos principales técnicas de filtrado para producir archivos de entrada MFCL de frecuencias de talla. De un total de 820 series de frecuencias de tallas utilizables, se descartaron 142 series (17%) (65 con < 50 ejemplares; 77 con menos de 10 intervalos de tallas, 0 con asimetría > 5). La exclusión por pesquería fue más heterogénea. Sólo las pesquerías 1, 2, 3, 8, 9 y 10 tenían más del 90% de casos positivos (series de frecuencias de tallas aceptables). Las pesquerías 6 y 11 tenían al menos un 80% de casos aceptables. En las pesquerías 5, 7 y 12 se produjeron más exclusiones de casos (más del 25% de la serie de frecuencias de tallas).

Las **Figuras 6 y 7** muestran (antes y después de seleccionar los casos, respectivamente) indicadores de centralidad y dispersión (medias del número de peces y percentiles de intervalos de clases de talla: 10%, mediana, 90%) en series de frecuencia de tallas a lo largo de los años para cada pesquería.

La composición por tallas de los desembarques de atún blanco es sensible a los cambios latitudinales, es decir, los ejemplares más pequeños se capturan en latitudes más altas, mientras que los desembarques tropicales están compuestos por ejemplares más grandes. En la **Figuras 8** se compara la distribución geográfica de las muestras de talla y las capturas en dos flotas de palangre, Japón y Taipei Chino. La figura sugiere que para la flota de palangre de Taipei Chino, la distribución espacial de las muestras de talla coincide con la distribución relativa de las capturas; mientras que para la flota palangrera japonesa las muestras de talla podrían ser menos representativas (**Figuras 9 y 10**). Estas figuras sugieren también que existe cierta variabilidad temporal en el origen latitudinal de las muestras de talla disponibles para estas pesquerías, y esta cuestión debería considerarse en futuras aplicaciones de modelación (por ejemplo, enfoques de modelación espacial).

4. Captura por talla (CAS) y captura por edad (CAA)

4.1 CAS

Al inicio de la reunión, la Secretaría presentó una versión preliminar de la actualización de la captura por talla (CAS) del atún blanco para el stock del Atlántico norte y del sur, desde 1975 hasta 2011. Se utilizó la misma metodología que se aplicó en la evaluación de 2009 para calcular CAS. Se ajustaron los dos conjuntos de datos anteriores CAS para que se correspondieran con las cifras de Tarea I (permitiendo una divergencia de $\pm 1\%$ en peso por conjunto de datos). Se reconstruyó completamente el año 2007 (provisional en la evaluación de 2009). Se aplicaron las normas estándar de sustitución de atún blanco de ambos stocks y el mismo criterio de filtrado (eliminando de las estimaciones CAS todos los conjuntos de datos de tallas con números de muestras inferiores a 20 ejemplares).

El Grupo debatió la metodología utilizada (normas de sustitución, criterios de filtrado) y adoptó las tablas de sustitución. Las estimaciones CAS finales tuvieron en cuenta los cambios realizados en la Tarea I y las series CAS revisadas de la flota de palangre japonesa (Sección 3.1). Las tablas de sustitución utilizadas para revisar las estimaciones de CAS y crear archivos CAS actualizados están disponibles en el **Apéndice 5**.

Para referencias futuras, las series CAS japonesas revisadas se estimaron extrapolando los datos de talla en cada estrato anual, trimestral y espacial (zonas de muestreo ICCAT para el atún blanco) a la captura total en número utilizando los datos extrapolados de captura y esfuerzo de la flota de palangre japonesa. En los casos en los que el número de muestras de talla de un estrato era inferior a 100 ejemplares, las muestras de talla se sustituyeron por las de otro estrato hasta que el número de muestras era ≥ 100 . El proceso de sustitución de muestras de talla por otros estratos se realizó siguiendo las normas descritas a continuación en orden jerárquico:

1. Datos del mismo trimestre y zona durante el año anterior
2. Datos de la suma de Q1-Q4 del mismo año y zona.
3. Datos de la suma de Q1-Q4 de la misma zona en el año (n-1)
4. Datos para la misma zona y trimestre en el año (n-2)
5. Datos para la misma zona y suma de Q1-Q4 en el año (n-2)

La **Tabla 9** y la **Tabla 10** muestran las matrices de CAS (en clases de límite inferior 2 cm) obtenidas para los stocks de atún blanco del Norte y del Sur, respectivamente (representación gráfica **Figuras 11-12**).

Las **Figuras 13-14** muestran los pesos medios (generales y por arte principal) obtenidos a partir de CAS. También se diseñó el gráfico de captura por talla para evaluar los cambios en las bases de datos de ICCAT entre las evaluaciones de 2009 y 2013 para el stock septentrional, y entre las evaluaciones de 2011 y 2013 para el stock meridional.

En general, no se hallaron diferencias significativas (en ninguno de los stocks) en las matrices de CAS cuando se compararon con las estimaciones de 2009. Las diferencias, que se observan sólo desde 1992, reflejan dos cambios importantes: a) la revisión de las series japonesas con grandes cambios a partir de 2004; b) una reducción de 1.000 t en la captura de Tarea I de Venezuela para el año 2000 (número equivalente de peces eliminados de la CAS parcial de Venezuela en 2000). Las importantes diferencias identificadas en la revisión de Japón (ALB-N de 2005 a 2007; ALB-S de 2004 a 2006) podrían estar relacionadas con las mejoras en las estimaciones de CAS (por ejemplo, mayor disponibilidad de muestras para producir CAS lo que reduce la ratio de sustituciones) o incluso con un cambio en la captura de Tarea I de Japón (estimaciones preliminares de la evaluación de 2009).

La ratio de sustituciones de CAS (cantidad de capturas de Tarea I sin información de talla) para el atún blanco se presenta en la **Tabla 11**. Para el stock del Sur, estas ratios de sustitución han oscilado entre el 5% y el 30% en las dos últimas décadas, con un aumento de hasta el 35% en 2009 (previsto en años recientes). Al observar la información sobre tallas disponible, se constata que la mayoría se basa en muestras de talla y, en algunos casos, por ejemplo, Japón, las CPC comunican ambos tipos de datos de talla (muestras de talla y estimaciones de CAS). Para el stock del norte, estas ratios de sustitución oscilaron entre 5% y 32%.

4.2 CAA

En el documento SCRS/2013/055 se presentaban los resultados de la aplicación de las claves edad-talla obtenidas de lecturas directas de secciones de espinas de atún blanco realizadas en las capturas comerciales realizadas por curricaneros y barcos de cebo vivo que operan en los caladeros del Golfo de Vizcaya y del Atlántico nororiental. El periodo del estudio incluye los años 2009, 2010 y 2011. Se utilizaron los datos de captura por talla (CAS) de estas flotas y las ALK derivadas utilizadas para obtener la composición por edad de las capturas (CAA) de esta pesquería para el periodo descrito.

Al igual que en evaluaciones anteriores, la Secretaría estimó la captura por edad (CAA) para ambos stocks, aplicando el algoritmo de Kimura-Chikuni (Kimura y Chikuni, 1987). Las claves trimestrales de edad-talla se derivaron de las distribuciones normales de longitud por edad para las edades 0 a 15. A continuación las estimaciones de captura por edad se agruparon en edades 1 a 8+. El Grupo no tuvo tiempo de revisar la CAA actualizada en profundidad. Una comparación preliminar con la CAA utilizada en la evaluación de 2009 mostraba algunas diferencias significativas que no se podían explicar fácilmente. Por tanto, el Grupo concluyó que se requería la realización de trabajos adicionales en la conversión de CAS a CAA. El Grupo tendrá que revisar y adoptar la nueva CAA para que esta pueda considerarse en los esfuerzos de modelación VPA. El Grupo acordó abordar esta tarea después de la reunión de preparación de datos, de tal modo que los ensayos preliminares con los modelos VPA puedan realizarse antes de la reunión de evaluación.

5 Examen de los índices de abundancia relativa disponibles por flota y estimación de índices combinados

El relator del Grupo de especies sobre atún blanco recordó a los participantes que, en 2012, el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock (Anon 2013) había formulado asesoramiento y desarrollado directrices para la presentación de las series de CPUE, así como de la información básica sobre CPUE requerida en los documentos de trabajo que se presenten a los Grupos de ICCAT. El relator revisó brevemente las directrices facilitadas e instó a los científicos a que sigan dichas directrices cuando presenten al Grupo series de CPUE.

5.1 Atlántico norte

En el documento SCRS/2013/052 se presentaba la captura nominal en número de ejemplares por unidad de esfuerzo (CPUE) del atún blanco del Atlántico norte (*Thunnus alalunga*) capturado por la flota de cebo vivo española en el Atlántico nororiental, recopilada por marea individual para el periodo 1981-2011. La CPUE se estandarizó mediante un modelo lineal generalizado (GLM). Se incluyó un factor de interacción año*trimestre para obtener series de CPUE anual-trimestral para su utilización en el ajuste del modelo Multifan-CL. El modelo tenía una distribución de error lognormal con una varianza constante.

El Grupo constató que las tendencias de la CPUE de los trimestres 3 y 4 presentaban importantes divergencias. Estas importantes diferencias en la señal de estos trimestres plantearía problemas en el ajuste del modelo si estas series se tratan como una, ya que proporcionarían información contradictoria. En el pasado, MCFL ha utilizado capturabilidad que varía en el tiempo para abordar esta cuestión, pero de este modo no se tienen en cuenta las señales de cada una de las series de CPUE. El Grupo debatió el hecho de que para evitar estas contradicciones en los datos, podría merecer la pena no tener en cuenta o reducir uno de los trimestres, si la captura durante dicho trimestre supone una fracción relativamente pequeña de la captura total para dicha pesquería. Se debatió el hecho de que, en general, el trimestre 4 tiene una actividad pesquera y una captura muy inferior al trimestre 3, por lo que no se consideró el trimestre 4. Se instó al Grupo a considerar si se había producido un cambio en q en el tiempo o si el índice de CPUE debería tratarse como un índice genuino de abundancia con una q constante a lo largo del tiempo. En general, el Grupo aceptó que, aunque q podría haber experimentado cambios a lo largo del tiempo para los otros trimestres (por ejemplo influencia del medio ambiente en el momento de la migración hacia y desde la zona de alimentación), es más probable que sea bastante constante durante el trimestre 3, por lo que dicho trimestre podría representar un índice real de abundancia.

En el documento SCRS/2013/053 se presentaba la captura nominal por unidad de esfuerzo (CPUE) del atún blanco del Atlántico norte capturado por la flota de curricán española en el Atlántico nororiental, por marea individual, para el periodo 1981-2011. La CPUE se estandarizó mediante un modelo lineal generalizado (GLM). Se incluyó un factor de interacción año*trimestre para obtener una serie de CPUE anual-trimestral para su utilización en el ajuste del modelo Multifan-CL. El modelo tenía una distribución de error lognormal con una varianza constante.

Al igual que ocurría con la pesquería de cebo vivo, la mayor parte de la actividad tiene lugar en el trimestre 3, aunque hay cierta actividad en los trimestres 2 y 4. Se constató que al inicio de la temporada (trimestre 2), las mareas son generalmente largas pero que se requería bastante tiempo para localizar los peces lo que podría tener un impacto en las series de CPUE. Por esta razón el trimestre 2 podría resultar menos fiable que el trimestre 2 a la hora de hacer un seguimiento de la abundancia. Además, durante el trimestre 2 sólo suelen operar los grandes buques. A diferencia de la pesquería de cebo vivo, el patrón subyacente en el trimestre 3 es razonablemente coherente para esta pesquería, haciendo que sea más apropiado para su inclusión en los modelos estadísticos integrados.

En el documento SCRS/2013/054 se estimaban tendencias en los índices de abundancia relativa por grupo de edad del atún blanco (*Thunnus alalunga*) capturado por la flota de curricán española en el Atlántico nororiental utilizando la captura en número de peces y los datos de esfuerzo de mareas recopilados para el periodo 1981-2011. Las CPUE estandarizadas en número de peces por día de pesca para los grupos de edades 2 y 3 de atún blanco se estimaron por separado mediante un enfoque de modelación lineal generalizado y aplicando una distribución de error lognormal con una varianza constante.

El Grupo constató que la tendencia en las CPUE para las clases de edad 2 y 3 era diferente. Se sugirió que esto podría deberse a sesgos en el método utilizado para desglosar la talla en grupos de edad que es fijo en el tiempo. Se debatió la posibilidad de ejecutar un modelo único que incluya la edad como un factor. Se manifestó cierta preocupación sobre añadir ambas clases de edad a un modelo único a menos que se incluyan términos de interacción suficientes para tener en cuenta las diferentes fluctuaciones en las clases de edad en el tiempo (a saber, existen tendencias temporales en las clases de edad). Se propuso ejecutar el mismo GLM presentado en este documento pero combinando las series de CPUE para las edades 2 y 3. Estas nuevas series estaban determinadas sobre todo por la edad 2, lo que implica que la edad 3 podría no ser seleccionada totalmente por la pesquería. Se acordó que esta serie de CPUE podría utilizarse en el modelo de evaluación VPA siempre que se aplique sólo a las edades 2 y 3.

El documento SCRS/2013/060 presentaba índices de abundancia relativa de atún blanco (*Thunnus alalunga*) procedentes de la pesquería de arrastre epipelágico por parejas para los años 2003-2012 en el formato solicitado por el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock. Los datos de desembarques nacionales de los cuadernos de pesca se utilizaron para estimar las tasas de captura nominal en biomasa. Se produjo un índice estandarizado de captura por unidad de esfuerzo utilizando un modelo Delta-lognormal.

Se sugirió que un efecto de buque caracterizado por una variable categórica de buque (opuesta a solo el tamaño del buque, aunque esto tendrá en cuenta los cambios en la composición de la flota en el tiempo) podría tener más poder explicativo explicando la experiencia/capacidad del patrón y cómo podría cambiar esto en el tiempo y entre patrones. Se observó que los primeros años de la serie fueron excluidos para tener en cuenta una curva/experiencia de aprendizaje al inicio de la pesquería. Se cuestionó si la duración/extensión de cada lance había cambiado en el tiempo y cómo afectaría esto al esfuerzo efectivo que se mide en días en el mar. Se explicó que la duración del lance ha cambiado, al igual que el número de lances por marea, pero que no está claro la forma en que esto afecta a la variable respuesta. La elevada variabilidad en la serie podría deberse a que la flota pesca en el extremo norte del stock y por tanto a la disponibilidad de peces (fluctuaciones naturales en la presencia de peces en la zona) más que a tendencias claras en la abundancia. Sin embargo, se mencionó que existe una coordinación entre los pescadores y que se congregan con rapidez en zonas en las que se avistan peces. Esto implicaría por lo tanto que las flotas se adaptan a los cambios interanuales en la migración ya que es una flota muy móvil. Los datos estaban disponibles de una forma constante para Q3 cuando se producía la mayoría del esfuerzo pesquero pero se producían lagunas en relación con Q4 para varios años de la serie temporal. El Grupo acordó que debería utilizarse Q3 en los análisis posteriores.

En el documento SCRS/2013/061, se estandarizó la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) del atún blanco (*Thunnus alalunga*) capturado por el palangre japonés (JPN LL) en el Atlántico norte en tres periodos (1959-1969 como periodo objetivo, 1969-1975 como periodo de transición y 1975-2011 como periodo de captura fortuita). Se estimaron las CPUE estandarizadas mediante dos modelos lineales generalizados diferentes (lognormal y binomial negativo) solo en el periodo de captura fortuita con los datos actualizados (1975-2011) porque no ha habido cambios en los datos en los otros dos periodos después de la última evaluación de stock, sin embargo, en evaluaciones de stock anteriores se recomendó la CPUE estandarizada mediante el modelo binomial negativo. Por tanto, para la evaluación de stock debería utilizarse la CPUE obtenida mediante el modelo negativo. Las CPUE en el periodo de captura fortuita descendieron moderadamente desde 1975 hasta 1985 y permanecieron al mismo nivel hasta 1999. La CPUE desde 1999 hasta 2002 aumentó y luego descendió hasta 2008. La CPUE posterior a 2008 muestra algunos aumentos.

En el documento SCRS/2013/066 se analizaban los datos de captura y esfuerzo de la pesquería de palangre pelágico de Estados Unidos que opera en el Atlántico para estimar los índices de abundancia anuales para dos periodos, desde 1987 a 2004 y desde 2005 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. Se utilizó un modelo mixto lineal generalizado delta-lognormal para evaluar factores múltiples para cada periodo, lo que incluye año, temporada y área, así como las características del arte (configuración de anzuelos y número de bastones de luz). Los factores significativos incluían temporada y área de pesca en las regresiones binomiales (vínculo logarítmico) de la proporción de lances en los que se capturó atún blanco para ambos periodos. Los factores significativos en las regresiones gaussianas (vínculo de identidad) de las tasas de captura positivas transformadas logarítmicamente incluían año, área, temporada y sus interacciones. Además, se determinó que el número de bastones de luz es un factor importante en el modelo de tasa de captura positiva para el periodo 2005-2011. Se presentan los índices de abundancia estandarizados junto con las estimaciones de incertidumbre para ambos periodos. Se incluye asimismo un modelo de serie temporal continua con fines comparativos, que asume que no hay cambios en la capturabilidad asociada con el cambio de anzuelos en forma de J a anzuelos circulares que se inició en agosto de 2004. El atún blanco es captura fortuita en esta pesquería y no una especie objetivo.

El Grupo solicitó una aclaración sobre por qué el modelo incluía dos periodos separados. Se explicó que esto era debido a cambios en el arte, específicamente el repentino cambio del uso de anzuelos en forma de J a anzuelos circulares, y al hecho de que esto podría afectar a la capturabilidad. No había solapamiento entre los periodos de los anzuelos circulares y en forma de J que permitiera al GLM tener esto en cuenta de forma interna. Se expresó la inquietud de que esta serie de CPUE muestra una fuerte tendencia creciente en sus años finales, lo que podría ser potencialmente contradictorio con las demás series. Se explicó que esto podría deberse a que esta pesquería opera en una zona espacial diferente (Atlántico noroccidental) y usa un arte diferente al de las demás pesquerías de palangre. Como los modelos de evaluación de stock utilizados no están estructurados espacialmente, esto podría crear conflictos dentro del modelo. El cambio en la CPUE entre los dos periodos parece ser ligero y, por tanto, se sugirió utilizar estas dos series como una sola serie. Sin embargo, se indicó que algunos estudios llevados a cabo en Uruguay (Domingo et al. 2012) indicaban que el tipo de anzuelo tenía impactos potencialmente importantes en las tasas de captura del atún blanco y que este tema debería investigarse más en detalle. Se reconoció que el tamaño del anzuelo y el tipo de cebo del estudio eran diferentes a los de la flota estadounidense y por ello existen efectos que pueden causar confusión. Dado que la serie de CPUE se utilizó solo en el VPA, se decidió mantener las series unidas para el futuro inmediato.

El documento SCRS/2013/069 presentaba el hecho de que las pesquerías de palangre de Taipei Chino han sido de las más importantes en el Atlántico norte dirigidas al recurso de atún blanco desde mediados de los 60. Las estadísticas de captura de atún blanco del Atlántico norte (*Thunnus alalunga*) recopiladas a partir de las pesquerías de palangre de Taipei Chino desde 1967 hasta 2012 se investigaron para intentar deducir las fluctuaciones en la abundancia de este recurso. La CPUE del palangre de Taipei Chino se estandarizó por separado en tres periodos (1967-1987, 1987-1999 y 1999-2012). Se adoptó el modelo lineal generalizado (GLM) con una distribución de error lognormal para estandarizar las tendencias de la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) tanto trimestrales como anuales. En el modelo se construyeron los factores de año, trimestre, subárea y efectos de captura fortuita del patudo, rabil y pez espada para obtener la tendencia en la abundancia estandarizada anual. En el modelo se construyeron los factores de series trimestrales, subárea y efectos de captura fortuita del patudo, rabil y pez espada para obtener la tendencia en la abundancia estandarizada trimestral. Los resultados demuestran que la CPUE estandarizada anual fluctuaba notablemente antes de mediados de los 80 y posteriormente descendió de forma continua hasta mediados de los 90. A partir de entonces, permaneció relativamente estable hasta la fecha. Se obtuvieron tendencias similares para la serie de CPUE estandarizada trimestral.

El autor aclaró que aunque la CPUE se presentó como una única serie, es de hecho tres series separadas, divididas de acuerdo con cambios en las operaciones de pesca a lo largo del tiempo. En la primera parte de la pesquería operaban principalmente barcos tradicionales. Posteriormente se produjo un cambio hacia un palangre más profundo, lo que requiere una división en la serie temporal en ese momento. En años recientes, la composición de la flota se ha estabilizado y ha estado acompañada de una mejor recopilación de datos, lo que requiere una división final en la serie de CPUE para diferenciar estos cambios. Se debatió si para entender estos cambios sería útil observar los cambios en la composición por especies en las capturas a lo largo del tiempo. El autor respondió que el factor área era, de hecho, el más importante en el modelo, más que la composición por especies. Se llegó al acuerdo general de que debido a la separación de las series, las pesquerías deberían separarse en el modelo MFCL.

El documento SCRS/2013/062 resumía el estado del esfuerzo, la captura de atún blanco, la CPUE y la talla de los peces de la pesquería de palangre japonesa que opera en el océano Atlántico, incluidas las tendencias recientes. Los buques palangreros japoneses se dirigían al atún blanco desde aproximadamente los 60, y posteriormente el atún blanco ya no fue especie objetivo, pero la proporción de atún blanco está aumentando ligeramente en años recientes. El esfuerzo pesquero ha fluctuado y está descendiendo en años recientes. La captura de atún blanco era elevada a mediados de los 60, descendió abruptamente a finales de los 60 y principios de los 70 y se mantuvo en un nivel bajo después de eso. En el primer periodo, el esfuerzo se desplegaba principalmente en la zona tropical, y posteriormente se expandió a zonas subtropicales y templadas. Durante los 60, el atún blanco era el principal componente de la captura en las zonas subtropicales y templadas. Se han recopilado datos de talla de atún blanco a través de programas de observadores y de mediciones a bordo. Se han observado cambios en la talla de los peces según la temporada y la zona, y los peces de las zonas tropical y subtropical eran por lo general más grandes que los de la zona templada.

El Grupo constató que parecían existir diferencias latitudinales en las composiciones de tallas que implican que diferentes bandas latitudinales podrían tener diferentes selectividades. Si estas se combinan, las diferencias no aparecerán representadas en los modelos de evaluación. Este tema podría aparecer en cualquier tendencia en los datos de frecuencia de tallas a lo largo del tiempo. Aunque no había cambios aparentemente importantes en las modas de las frecuencias de tallas a lo largo del tiempo, se reconoció que aunque la tendencia general podría ser constante, la variabilidad podría estar añadiendo ruido a las series. Para solucionar este tema, sería necesario redefinir las flotas del modelo MFCL para que la CPUE y las correspondientes frecuencias de tallas sean complementarias ya que utilizar selectividades potencialmente incorrectas para series importantes de CPUE tendría impactos significativos en los parámetros clave requeridos para la ordenación. Los ajustes del modelo a los datos de talla en el modelo MFCL previo mostraban fuertes patrones residuales que tenderían a indicar que este problema ha afectado a la evaluación en el pasado. El modelo MFCL parecía ajustarse muy pobremente a la información sobre tallas, lo que plantea inquietudes respecto al uso del actual modelo con su configuración actual. Se planteó la cuestión de si podría mejorarse el ajuste o de si los datos no son lo suficientemente informativos para ajustar el modelo. Se expresó también la inquietud de que una amplia reestructuración del modelo MFCL que requiera una separación adicional de los datos podría suponer más tiempo y esfuerzo del que es posible durante el actual calendario de evaluación. Se propuso un método para perfilar cómo los distintos conjuntos de datos podrían afectar a parámetros clave de ordenación (diagramas Piner) que sería un ejercicio útil para determinar los componentes que requieren más atención y, por tanto, en los que hay que centrarse.

5.2 Atlántico sur

El documento SCRS/2013/070 presentaba el hecho de que las pesquerías de palangre de Taipei Chino han sido de las más importantes en el Atlántico sur dirigidas al recurso de atún blanco desde mediados de los 60. Las estadísticas de captura de atún blanco del Atlántico sur (*Thunnus alalunga*) recopiladas a partir de las pesquerías de palangre de Taipei Chino desde 1967 hasta 2012 se investigaron para intentar deducir las fluctuaciones en la abundancia de este recurso. Se adoptó el modelo lineal generalizado (GLM) con una distribución de error lognormal para estandarizar las tendencias de la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) tanto anuales como trimestrales. En el modelo se construyeron los factores de año, trimestre, subárea y efectos de captura fortuita del patudo, rabil y pez espada para obtener la tendencia en la abundancia estandarizada anual. En el modelo se construyeron los factores de series trimestrales, subárea y efectos de captura fortuita del patudo, rabil y pez espada para obtener la tendencia en la abundancia estandarizada trimestral. Los resultados demostraron que la CPUE estandarizada anual descendía notablemente durante los 70 y los 80, y permanecía estable hasta la fecha. Se obtuvieron tendencias similares para la serie de CPUE estandarizada trimestral.

El palangre tradicional se ha concentrado siempre en la región meridional y por tanto no había necesidad de separar las series en esta región tal y como se hizo en el norte. Se acordó usar de nuevo esta serie de CPUE para los modelos ASPIC y BSP en el Atlántico sur.

El documento SCRS/2013/043 presentaba una actualización de la tasa de captura estandarizada del atún blanco, *Thunnus alalunga*, capturado por la flota de palangre uruguayo en el Atlántico sudoccidental utilizando información de los cuadernos de pesca entre 1983 y 2012. A causa de la elevada proporción de capturas cero (30%), la CPUE (captura por unidad de esfuerzo en peso) se estandarizó mediante modelos lineales mixtos generalizados (GLMM) utilizando un enfoque Delta lognormal. Las variables independientes incluidas en los modelos como factores principales e interacciones de primer orden fueron: año, trimestre, área, temperatura de la superficie del mar y categorías de buque. Se analizaron en total 18.142 lances. La serie de CPUE estandarizada de atún blanco capturado por la flota de palangre uruguayo muestra un ligero descenso en su abundancia relativa desde 1983 hasta 2005 y se volvió constante en los últimos siete años.

Dado que el modelo incluía interacciones de año, se cuestionó la forma de tener en cuenta el efecto año, ya que si no se tiene en cuenta, estas interacciones podrían ocultar algunos procesos importantes. El factor año fue tratado como un efecto aleatorio en este caso. Se reconoció que es importante considerar este tema en todas las estandarizaciones de CPUE para su inclusión en los modelos de evaluación. El Grupo acordó usar de nuevo esta serie de CPUE para los modelos ASPIC y BSP en el Atlántico sur.

El documento SCRS/2013/063 presentaba las CPUE del atún blanco (*Thunnus alalunga*) del Atlántico sur capturado por la pesquería japonesa de palangre que fueron estandarizadas por separado en tres periodos (1959-69, 1969-75 y 1975-2011) utilizando un modelo binomial negativo al igual que en estudios anteriores. Se incorporaron los efectos de trimestre, área, arte de pesca (número de anzuelos entre flotadores) y diversas interacciones, aunque el efecto de arte puede utilizarse solo desde 1975. El efecto de área fue el mayor para los tres periodos. La CPUE estandarizada descendía durante los 60 y principios de los 70, después la CPUE fluctuaba y no presentaba una tendencia clara.

Se indicó que este índice es similar al presentado antes y puede usarse para los modelos ASPIC y BSP para el Atlántico sur.

En el documento SCRS/2013/068 se analizaban los datos de captura y esfuerzo de 88,423 lances realizados por la flota atunera de palangre brasileño (nacional y fletada) en el Atlántico sudoccidental y ecuatorial entre 1978 y 2011 (35 años). Se estandarizó la CPUE del atún blanco mediante un GLM asumiendo una distribución delta lognormal. Los factores utilizados en el modelo fueron trimestre, año, área y estrategia de pesca. La serie de CPUE estandarizada obtenida para el atún blanco no era muy diferente de la realizada en 2010, excepto por un pico en 1993 que era claro en 2010 pero ya no lo es. La serie de CPUE estandarizada muestra una oscilación importante en el tiempo, con una tendencia creciente general desde principios de los ochenta hasta mediados de los noventa y posteriormente un agudo descenso hasta 2003, permaneciendo baja hasta 2010 y luego aumentando de nuevo los dos últimos años de la serie (2011 y 2012).

Se señaló que la tendencia en esta serie es muy diferente de la de otras series de CPUE y tenía una variabilidad interanual muy elevada. En el pasado, esta serie fue subponderada en los modelos de producción excedente ya que el modelo no podía resolver diferencias grandes en las tendencias de la serie. Se observó que la serie del palangre brasileño había sido problemática para otras especies y que las técnicas de estandarización podrían no tener en cuenta la flota tan heterogénea de Brasil. Otros grupos de especies han discutido sobre esta serie en profundidad y no han llegado a un acuerdo sobre una forma coherente de tratarla, aunque el grupo acordó que si las tendencias son extremadamente conflictivas con otras series de CPUE disponibles para la región, debería ser excluida de los modelos de producción excedente.

En el documento SCRS/2013/072 se indicaba que el atún blanco, *Thunnus alalunga*, es el principal objetivo de la flota de cebo vivo de Sudáfrica que opera en la costa oeste y suroeste de Sudáfrica y la captura de Sudáfrica es la segunda más grande de la región, con desembarques anuales de en torno a 5.000 t. Se realizó una estandarización de la CPUE de la flota de cebo vivo sudafricana para la serie temporal 1999-2011, utilizando un GLM lognormal que incluía un conjunto de datos en el que estaban incluidos todos los barcos de cebo vivo de la flota. Las variables explicativas fueron año, mes, área y distancia de la costa y la especie objetivo. La desviación total explicada por el modelo era del 46,8%. La inclusión del efecto de estrategias de pesca dirigidas a otros túnidos, al rabil en particular, generó una importante mejora en la potencia explicativa. La CPUE estandarizada es similar a la CPUE nominal sin tendencias generales significativas ascendentes o descendentes. El análisis indica que la CPUE para la pesquería de cebo vivo sudafricana de atún blanco ha sido estable durante la última década.

Se expresó cierta inquietud respecto a usar el factor objetivo como variable continua y se indicó que debería usarse más bien como una variable categórica. El Grupo solicitó a los autores que realizaran este cambio. Las nuevas estimaciones mostraron tendencias muy similares a la de la CPUE estandarizada (SCRS/2013/072) que no se alejaba mucho de la serie nominal.

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 Presidente del Grupo y la Secretaría 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. Se informó al Grupo de que esta tabla debería ser completada por el presidente del GT, el autor del documento sobre la CPUE y la Secretaría antes de la reunión del Grupo de trabajo, ya que esto simplificaría enormemente el proceso de evaluar la serie de CPUE. En 2012, la

tabla había sido completada y discutida durante las reuniones de evaluación, lo que supuso una considerable cantidad de tiempo. Se propuso que este proceso incluyera métodos menos subjetivos para clasificar las CPUE (es decir, utilizando rutinas desarrolladas para investigar la información). Esta tabla podría ser entonces útil para ponderar las CPUE en las evaluaciones. Se propuso que el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock reexamine esta tabla en 2014 y aclare/modifique varios de los criterios y los actualice basándose en la información de los GT que los han usado, tal y como sugiere el informe del Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock de 2012.

Las diversas series de CPUE presentadas en los documentos anteriores, así como cualquier otra serie histórica que no fue actualizada en esta reunión del Grupo de trabajo, se presentan en las **Tablas 13 y 14** para el Atlántico norte y sur, respectivamente. Con el fin de visualizar las tendencias anuales en las series, se presentan también en las **Figuras 15a y b** y **Figura 16** para el Atlántico norte y sur, respectivamente. Para el Atlántico norte, los índices de CPUE de la flota de cebo vivo y curricán parece tener tendencias bastante similares, especialmente antes de 2010. Respecto a las flotas de superficie, no había razón para pensar que la capturabilidad hubiera aumentado con el tiempo (es decir, debido a la incorporación de dispositivos tecnológicos). En su lugar, sus tendencias podrían reflejar la tendencia general de la abundancia de población además del error de observación, y permitir que q variara en el tiempo en el modelo de evaluación podría producir una pérdida de la señal de estas series. El Grupo indicó que la CPUE del palangre de Taipei Chino y Estados Unidos mostraba un aumento similar en 2011 al de la CPUE del arrastre irlandés, que no aparece reflejado en la serie de palangre japonés. Esto podría reflejar un cambio en la distribución de peces durante este periodo, con un cambio en la abundancia hacia el norte más que un cambio global en la abundancia. Se observaron más conflictos en la señal entre las series de palangre del Atlántico norte que requieren una consideración cuidadosa al incluir estas diferentes series en los modelos de evaluación. La **Tabla 15** muestra la serie de CPUE estandarizada trimestral del Atlántico norte.

Para el Atlántico sur, el Grupo propuso que la serie de palangre brasileño no fuera incluida en la evaluación debido a la tendencia conflictiva y a problemas con los procedimientos de estandarización. Se propuso también eliminar los índices de cebo vivo de los modelos de producción excedente ya que se cree que representan únicamente a algunos grupos de edad, lo que infringiría los supuestos de estos modelos.

Se propuso representar todas las series de CPUE en comparación con un GAM ajustado a todas las series juntas, para buscar correlaciones y, por tanto, qué series proporcionan información similar o contradictoria. Esto podría utilizarse posteriormente para recoger información sobre qué series deberían usarse en las evaluaciones. Estos diagramas de correlación se presentan en la **Figura 17a y b**, y en la **Figura 18a y b** para el Atlántico norte y sur, respectivamente. Para la **Figura 17**, las pesquerías de superficie se comparan con las pesquerías de palangre con un lapso de 2 años en un intento de tener en cuenta las diferentes selectividades de las flotas.

Para el norte, estas figuras indicaban que el curricán y cebo vivo español mostraban tendencias razonablemente coherentes con el palangre japonés. La serie de transición del palangre japonés se consideró problemática debido a su fuerte tendencia descendente. Esta serie cubre un periodo en el que se había producido un cambio en la especie objetivo que podría no haber sido totalmente reflejado en el procedimiento de estandarización de la CPUE y por ello la tendencia en esta serie podría no reflejar un cambio verdadero de biomasa de la población, por lo tanto, se decidió que esta serie no debería ser incluida en los modelos de evaluación. Las correlaciones a menudo aparecen en periodos cortos, pero no a lo largo de todo el periodo. El Grupo reconoció que estos diagramas son una herramienta de exploración no deberían utilizarse para tomar decisiones absolutas acerca de qué datos deberían ser excluidos, sino que podrían aportar información sobre cómo utilizar los datos. Se recomendó llevar a cabo un ejercicio factorial utilizando diferentes agrupaciones de CPUE similares y observando los ajustes del modelo a estos escenarios separados.

Para el sur, el grupo se mostró de acuerdo de forma general en que la serie de CPUE brasileña no debería incluirse en los modelos de producción excedente debido a los temas antes discutidos sobre esta serie. Las series de BB se consideraron también inadecuadas para utilizarlas en los modelos de producción excedente debido a que solo hacen un seguimiento de cohortes específicas en la población, lo que infringe los supuestos de los modelos. Al igual que con el norte, se propuso que la CPUE del periodo de transición del palangre japonés fuera excluida de los modelos de evaluación. Esta tendencia difería de las demás series de CPUE y se decidió no incluirla en los modelos de evaluación.

6. Identificación de datos de entrada para los diferentes modelos de evaluación y marco de asesoramiento

El Grupo reconoció que el grupo de modelos de evaluación que se estaba considerando requería diferentes configuraciones de los datos de entrada. El modelo y los requisitos en cuanto a datos de cada uno se describen en las tablas a continuación. Los parámetros del ciclo vital requeridos para ejecutar los modelos estadísticos de captura por edad (es decir, la ecuación talla-peso, el crecimiento, la fecundidad, etc.) son los descritos en la Sección 2. Los datos pesqueros eran los preparados durante la reunión (véanse los detalles en la sección 3). Las diferentes series de CPUE se tomaron de los diversos documentos presentados durante la reunión (véase la sección sobre CPUE y las **Tablas 13-15**).

Norte

DATOS	MFCL	VPA	SS3
Ciclo vital	√		√
Desembarques	√	√	√
CPUE	√	√	√
Captura por talla	√		√
Captura por edad		√	

Sur

DATOS	ASPIC	BSP
Ciclo vital		
Desembarques	√	√
CPUE	√	√
Captura por talla		
Captura por edad		

El documento SCRS/2009/148 describía un método que fue previamente presentado en la reunión del Grupo de especies de 2009 pero que no fue incluido en el modelo de evaluación del atún blanco del norte. El documento describía la elaboración de un modelo de dos sexos para utilizarlo a falta de desembarques específicos por sexo. El Grupo revisó la metodología y acordó utilizarla en la próxima evaluación de atún blanco del norte. El Grupo también debatió cómo podría usarse mejor el marco de modelación del Stock Shynthesis en la evaluación de 2013, dado que en la evaluación anterior se utilizó el MFCL para elaborar el asesoramiento de ordenación. Se discutieron varias ideas, desde utilizar el modelo SS para probar las hipótesis a utilizarlo para proporcionar un modelo menos complejo para su consideración. Gran parte de la discusión sobre la prueba de las hipótesis se centró en cómo los cambios en la capturabilidad y/o las variables oceanográficas podrían ayudar a explicar algunos de los cambios más radicales en las estimaciones de la CPUE, concretamente la de la flota de arrastre semipelágico irlandesa. Por último, el Grupo decidió que el científico de la evaluación a cargo de ejecutar el modelo debería usar su juicio y facilitar la mejor especificación posible del modelo sin considerara cómo está siendo configurado o parametrizado el modelo MFCL. Sin embargo, se indicó también que las decisiones sobre temas como la estructura de la flota y la estacionalidad debería llevarse a cabo sin cambios.

Explicación de la falta de ajuste a las composiciones de talla del cebo vivo español

En un esfuerzo por determinar si había razones "importantes" para utilizar la variación de la selectividad en el tiempo, el Grupo revisó un diagrama de burbujas de los residuos del ajuste de las composiciones de talla de las pesquerías de cebo vivo español de la evaluación de 2009 (Anon. 2010). Parecía haber cuatro bloques aparentes evidentes en los patrones residuales: un periodo base de 1981-1991, 1992-1995, 1996-2003 y vuelta al periodo original de base empezando desde 2004. El patrón residual de 1992-1995 se explicó porque la flota se desplazaba hacia la zona de las Azores y se dirigía a peces más grandes, mientras que no había una explicación clara para el bloque de 1996-2003. Como consecuencia, se determinó que, para esta pesquería, resultaba adecuado utilizar la selectividad que varía en el tiempo desglosada en bloques. Además, basándose en el patrón de selectividad, se reconoció que el pescado desembarcado por esta flota en las Azores debería colocarse de forma más adecuada en la pesquería número 4 de la lista de flotas del modelo de evaluación integrado.

7. Puntos de referencia límite

La Secretaría presentó los modelos operativos, los puntos de referencia asociados y los modelos de procedimiento de ordenación que se están desarrollando actualmente con el fin de diseñar un marco de evaluación de la estrategia de ordenación para el stock de atún blanco del norte. Para los modelos operativos, se

probaron hipótesis alternativas acerca de la biología del atún blanco y se mostraron sus puntos de referencia biológicos asociados. Durante la presentación se discutieron varios temas sobre cómo los diferentes escenarios actualmente considerados podrían ser un punto de partida para crear nuevos escenarios más exhaustivos. Los modelos operativos, en este caso los escenarios de Multifan-CL, podrían utilizarse como generadores de datos de simulación.

Además, se discutió un conjunto de alternativas para los modelos de procedimiento de ordenación. Se investigaron las limitaciones de las regulaciones relacionadas con la mortalidad por pesca, lo que incluye reducciones limitadas a la captura y el esfuerzo, mediante ensayos preliminares con el marco de evaluación de estrategias de ordenación.

Los documentos SCRS/2013/033, SCRS/2013/034 y SCRS/2013/035 detallaban el trabajo llevado a cabo para crear un marco de evaluación de estrategias de ordenación (MSE) (Kell et al. 2007) para desarrollar puntos de referencia límite (LRP) para el atún blanco del Atlántico norte. Este trabajo fue presentado en la reunión del Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock y en la reunión de ISSF sobre normas de control de la captura (HCR). El documento SCRS/2013/033 describe un procedimiento de ordenación (MP) basado en un modelo dinámico de biomasa. El SCRS/2013/034 presenta el condicionamiento de un modelo operativo (OM) basado en Multifan-CL (Fournier) y el SCRS/2013/035 facilita un ejemplo de cómo sería llevar a cabo una MSE cuando se utilizan medidas de rendimiento bioeconómico para evaluar el rendimiento de los puntos de referencia límite utilizados como parte de una HCR respecto a los objetivos de ordenación. Los documentos no proporcionan un LRP, lo que requiere más trabajo, es decir, la evaluación de posibles LRP para un rango de modelos operativos que reflejen la incertidumbre acerca de la dinámica del stock y de la flota.

El LRP se evaluará como parte de una HCR utilizando la MSE, y la elección de escenarios a utilizar en los ensayos de evaluación será crítica. El documento SCRS/2013/035 presenta información detallada sobre los enfoques que pueden usarse. La elección de los ensayos debería reflejar la incertidumbre acerca de la dinámica de la población y de la pesquería, así como los posibles impactos en los riesgos de no lograr los objetivos de ordenación.

Esto no significa que todas las incertidumbres tengan que ser modeladas en los ensayos, ya que en algunos casos una fuente particular de incertidumbre podría no tener impacto, por ejemplo:

- la conversión de captura por talla en captura por edad si el MP se basa en un modelo dinámico de biomasa o
- la pendiente en el origen de la relación stock reclutamiento si se asume que un ensayo ha fallado si la SSB cae por debajo de M_{bal} (nivel biológico aceptable mínimo) (Serchuk y Grainger, 1992), un nivel de biomasa reproductora por debajo del cual las biomásas reproductoras observadas durante varios años se consideran insatisfactorias y los reclutamientos asociados son inferiores a la media o mediana del reclutamiento.

Existen varios programas para ejecutar ensayos de simulación (por ejemplo, Kell et al. 2010, ICES, 2007) y la elección dependerá de consideraciones científicas, técnicas e institucionales. Para la MSE del atún blanco, la intención es utilizar un diseño factorial jerárquico, en la primera parte los ensayos se basarán en los principales efectos; por ejemplo: i) hipótesis biológicas, ii) supuesto de captura por talla, iii) aproximaciones de abundancia del stock (es decir, series de CPUE), y posteriormente se evaluarán las interacciones (Kell et al. 1999).

El Grupo reexaminó la Recomendación [11-04], de acuerdo con la cual, "antes de la próxima evaluación de atún blanco del Atlántico norte, el SCRS desarrollará un punto de referencia límite (LRP) para este stock. Las decisiones futuras sobre la ordenación de este stock incluirán una medida que active un plan de recuperación si la biomasa desciende hasta un nivel que se acerque al LRP, definido tal y como lo haya establecido el SCRS". El Grupo indicó que el proceso requiere una interacción sustancial con la Comisión y que los gestores deben tomar decisiones (por ejemplo, establecer los niveles de riesgo deseados). El Grupo recordó que el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock proporcionó algunas HCR genéricas que podrían ser utilizadas por el Grupo de especies de atún blanco. En esencia, el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock sugirió que estas HCR podrían parametrizarse para cada especie inspeccionando diferentes niveles de $F_{objetivo}$ y B_{umbral} (lo que podría considerarse un LRP) y comparándolos en función de las medidas de rendimiento (por ejemplo, la probabilidad de encontrarse en la zona verde). El marco MSE desarrollado hasta ahora permite proporcionar asesoramiento a la Comisión de acuerdo con un rango de niveles de $F_{objetivo}$ y B_{umbral} . En respuesta a la Rec. 11-04, el objetivo es que en la evaluación de 2013, el asesoramiento de ordenación se proporcione de acuerdo con un rango de valores plausibles de $F_{objetivo}$ y B_{umbral} . El Grupo es consciente, no obstante, de que el pleno desarrollo de este trabajo requerirá más tiempo que el que está disponible antes de la evaluación (por ejemplo, para considerar fuentes adicionales de incertidumbre), así como un diálogo interactivo con la Comisión que podría durar varios años.

10. Recomendaciones

Deberían revisarse los parámetros biológicos utilizados en la evaluación. Es muy importante contar con parámetros biológicos precisos para la evaluación de stock y para el proceso de estimar puntos de referencia límite para los stocks de atún blanco. Los parámetros biológicos del atún blanco se basan en muchos casos en estudios antiguos, y es importante evaluar si estos parámetros han cambiado con el tiempo o si las observaciones actuales son coherentes con las estimaciones de los estudios antiguos. Los estudios sobre parámetros biológicos deberían incluir comparaciones con los de diferentes zonas y considerar los métodos utilizados con el fin de facilitar el desarrollo de escenarios biológicos alternativos para la evaluación de stock. El Grupo indicó que en el Pacífico se está llevando a cabo actualmente un gran esfuerzo para actualizar los parámetros biológicos y que es una gran oportunidad para realizar un trabajo comparativo y basarse, para los stocks del Atlántico, en las metodologías empleadas en el Pacífico. La evaluación de los parámetros biológicos es uno de los pilares del Programa de investigación sobre atún blanco recientemente recomendado por el SCRS. El Grupo considera que este Programa de investigación debería ser considerado seriamente en el plan estratégico del SCRS para 2015-2020 y en el marco de la *Resolución sobre la mejor ciencia* [Res. 11-17].

El Grupo recomendó que se continúe elaborando el marco MSE para el atún blanco. Entre otras cosas, debería fomentarse el trabajo para incluir un rango de incertidumbres más completo, lo que incluye errores de observación, de modelo del proceso y de implementación. Esto permitiría describir mejor la incertidumbre en la condición del stock, actual y futura. Además, dicho marco ayudaría a establecer prioridades entre los principales componentes del Programa de investigación sobre atún blanco (parámetros biológicos, datos pesqueros, modelos, etc.). El marco MSE ayudaría también al Grupo de especies de atún blanco a simplificar el proceso de actualizar el asesoramiento en materia de ordenación (por ejemplo, mediante el uso de modelos más simples).

Con el fin de comprender mejor los posibles sesgos y la incertidumbre asociada con la CAA, el Grupo continúa recomendando más análisis de la metodología utilizada para calcular la CAA. Se sugiere un marco de simulación que incluya el proceso de muestreo, sustituciones y un rango de métodos alternativos para convertir CAS en CAA. Este marco de simulación puede integrarse en el marco MSE en el futuro y permitiría una mejor identificación y clasificación de las diferentes fuentes de incertidumbre (muestreo frente a modelación) respecto al asesoramiento en materia de ordenación.

El Grupo reconoció la ventaja de contar con la tabla para clasificar las series de CPUE al inicio de la reunión. El Grupo recomendó que el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock examine formas de desarrollar, automatizar y, por último, mejorar la objetividad de los criterios utilizados en esta tabla.

El Grupo observó que los cambios recientes en la disponibilidad de atún blanco en las zonas de alimentación del noreste podrían haber afectado a las tendencias de la CPUE de las diversas pesquerías de superficie. Por ello, se recomienda investigar el efecto de las variables medioambientales en estas tendencias de CPUE con el fin de interpretarlas mejor.

Al presentar la CAS como información sobre tallas de Tarea II, el Grupo reiteró el requisito del SCRS de comunicar la CAS junto con las muestras de talla.

El Grupo instó a los participantes encargados de tareas de modelación a que avanzaran en la mejora de los modelos de evaluación de stock tanto durante la sesión de evaluación como fuera de ella, lo que incluye trabajar en ello en años en los que no hay programada una evaluación. Por ejemplo, el Grupo consideró que podría valer la pena examinar la definición actual de pesquerías MFCL.

Se presentaron las primeras estimaciones de descartes de atún blanco de las pesquerías de palangre uruguayas durante la reunión de preparación de datos (SCRS/2013/067). El Grupo recomendó ampliar estos estudios a otras pesquerías de palangre para obtener estimaciones del volumen de atún blanco que se está descartando. Se recomendó también elaborar series de CPUE utilizando datos de atún blanco tanto retenido como descartado.

Varios países con importantes pesquerías de atún blanco no estuvieron representados en la reunión de preparación de datos. Esto limitó la capacidad del Grupo de revisar adecuadamente los datos pesqueros básicos y algunas CPUE estandarizadas que fueron enviadas electrónicamente. Esto tuvo como resultado incertidumbres sin cuantificar y afectó de manera negativa al éxito a la hora de lograr el objetivo de la reunión. Para solucionar esto, el Grupo recomienda que las CPC hagan esfuerzos adicionales y sean conscientes de los fondos para creación de capacidad disponibles para participar en las reuniones de los grupos de trabajo y contribuir a las mismas.

11. Otros asuntos

No se debatieron otros asuntos.

12. Adopción del informe y clausura

El informe fue adoptado y la reunión fue clausurada.

TABLEAUX

Tableau 1. Paramètres biologiques et facteurs de conversion du stock du germon de l'Atlantique Nord.

Tableau 2. Paramètres biologiques et facteurs de conversion du stock du germon de l'Atlantique Sud.

Tableau 3. Catalogue des statistiques disponibles du germon du Nord par pêcherie (combinaison pavillon/engin, classement par ordre d'importance décroissant) et année, de 1980 à 2011. Seules les 31 pêcheries les plus importantes (représentant 99 % de la prise de Tâche I) sont présentées. Pour chaque série de données, la Tâche I (DSet= « t1 », en tonnes) est représentée par rapport à son schéma équivalent de disponibilité de Tâche II (DSet= « t2 »). 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 4. Catalogue des statistiques disponibles du germon du Sud par pêcherie (combinaison pavillon/engin, classement par ordre d'importance décroissant) et année, de 1980 à 2011. Seules les 20 pêcheries les plus importantes (représentant 99% de la prise de Tâche I) sont présentées. Pour chaque série de données, la Tâche I (DSet= « t1 », en tonnes) est représentée par rapport à son schéma équivalent de disponibilité de Tâche II (DSet= « t2 »). 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 5. Tâche I (1980-2011) du germon. Prises estimées de germon (*Thunnus alalunga*) (t) par zone, engin et pavillon (au 23 avril 2013).

Tableau 6. Définition des 12 pêcheries principales ciblant le germon du Nord à utiliser dans l'analyse MFCL.

Tableau 7. Prise totale de germon du Nord (t) par année et pêcherie MFCL (1950 à 2011) utilisant les estimations mises à jour de CATDIS (les totaux de CATDIS présentent pour toutes les années une différence inférieure à 1% en comparaison avec les statistiques de Tâche I).

Tableau 8. Résultats de la sélection des fréquences de tailles.

Tableau 9. Matrice de prise par taille du germon du Nord par année et classes de taille de 2 cm incluant toutes les données de tailles disponibles dans les bases de données ICCAT sur le germon (groupes plus de la première et de la dernière classe).

Tableau 10. Matrice de prise par taille du germon du Sud par année et classes de taille de 2 cm incluant toutes les données de tailles disponibles dans les bases de données ICCAT sur le germon (groupes plus de la première et de la dernière classe).

Tableau 11. Taux de substitution de CAS du germon (prises de Tâche I en t sans donnée de taille par rapport à la prise totale de Tâche I) par stock.

Tableau 12. Évaluation des séries de CPUE du stock de germon de l'Atlantique Nord et Sud présentée au Groupe. L'évaluation a été réalisée sur la base du protocole établi par le WGSAM en 2012 pour évaluer les séries de CPUE.

Tableau 13. CPUE annuelles standardisées pour le germon de l'Atlantique Nord.

Tableau 14. CPUE annuelles standardisées pour le germon de l'Atlantique Sud.

Tableau 15. CPUE trimestrielles standardisées pour le germon de l'Atlantique Nord.

TABLAS

Tabla 1. Parámetros biológicos y factores de conversión para el stock de atún blanco del Norte.

Tabla 2. Parámetros biológicos y factores de conversión para el stock de atún blanco del Atlántico sur.

Tabla 3. Catálogo de estadísticas de ALB-N disponible por pesquería (combinación pabellón/arte, clasificado en orden descendente de importancia) y año, desde 1980 a 2011. Solo se muestran las 31 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 4. Catálogo de estadísticas de ALB-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 5. Tarea I de atún blanco (1980-2011). Capturas estimadas (t) de atún blanco (*Thunus alalunga*) por zona, arte y pabellón (a 23 de abril de 2013).

Tabla 6. ALB-N. Definición de las 12 principales pesquerías que se tienen que utilizar en el análisis MFCL.

Tabla 7. Captura total ALB-N (t) por pesquería MFCL y año (1950-2011), utilizando las estimaciones CATDIS actualizadas (los totales CATDIS presentan en todos los años una diferencia inferior al 1% con respecto a las estadísticas de Tarea I).

Tabla 8. Resultados de la selección de frecuencias de tallas.

Tabla 9. Matriz de captura por talla de atún blanco del Norte por año y clases de talla de 2 cm, lo que incluye todos los datos de talla disponibles en la base de datos de ICCAT sobre atún blanco (grupos plus de primeras y últimas clases).

Tabla 10. Matriz de captura por talla de atún blanco del Sur por año y clases de talla de 2 cm, lo que incluye todos los datos de talla disponibles en la base de datos de ICCAT sobre atún blanco (grupos plus de primeras y últimas clases).

Tabla 11. Ratios de sustitución CAS de atún blanco (Tarea I-capturas (t) sin información sobre tallas versus Tarea I captura total) por stock.

Tabla 12. Evaluación de las series de CPUE en los stocks de atún blanco del Atlántico norte y del Atlántico sur presentadas por el Grupo. La evaluación se realizó mediante el protocolo establecido por el WGSAM en 2012 para evaluar las series de CPUE.

Tabla 13. CPUE anuales estandarizadas para el atún blanco del Atlántico Norte.

Tabla 14. CPUE anuales estandarizadas para el atún blanco del Atlántico Sur.

Tabla 15. CPUE trimestrales estandarizadas para el atún blanco del Atlántico Norte.

FIGURES

Figure 1. Estimation du ratio des sexes du germon de l'Atlantique Nord par intervalle de tailles (Beardsley (1971), Bard (1981) et Santiago (2004b)). Les barres représentent les limites de confiance de 95%. La ligne continue représente la fonction de loess (pondérée par le nombre d'observations par intervalle de tailles) reflétant le ratio des sexes par taille.

Figure 2. Distribution géographique des prises cumulées de germon par engin principal et décennie (source : CATDIS). À des fins de comparaisons relatives, la carte « f (2010-11) » a été échelonnée différemment (1/5 des autres échelles), car elle ne présente que deux années de la décennie.

Figure 3. Prises de la Tâche I du germon du Nord par engin principal et année.

Figure 4. Prises nominales cumulées par pêcherie et année utilisées pour MFCL.

Figure 5. Prises de la Tâche I du germon du Sud par engin principal et année.

Figure 6. Avant l'opération de filtrage, indicateurs de la tendance centrale et de la dispersion (moyennes du nombre de poissons et centiles d'intervalles de classes de tailles : 10%, médiane, 90%) des séries de fréquences de tailles au cours des années pour chaque pêcherie.

Figure 7. Après l'opération de filtrage, indicateurs de la tendance centrale et de la dispersion (moyennes du nombre de poissons et centiles d'intervalles de classes de tailles : 10%, médiane, 90%) des séries de fréquences de tailles au cours des années pour chaque pêcherie.

Figure 8. Distribution des observations des prises et des tailles de la flottille palangrière du Taipei chinois pendant les années 1970 et la première décennie des années 2000.

Figure 9. Distribution des observations des prises et des tailles de la flottille palangrière du Japon pendant les années 1950, 1960 et 1970.

Figure 10. Distribution des observations des prises et des tailles de la flottille palangrière du Japon pendant les années 1980, 1990 et la première décennie des années 2000.

Figure 11. CAS (par classes de 2 cm de limite inférieure) obtenue pour le stock de germon du Nord.

Figure 12. CAS (par classes de 2 cm de limite inférieure) obtenue pour le stock de germon du Sud.

Figure 13. Poids moyens (globaux et par engin principal) du germon de l'Atlantique Nord obtenus sur la base de la CAS.

Figure 14. Poids moyens (globaux et par engin principal) du germon de l'Atlantique Sud obtenus sur la base de la CAS.

Figure 15. CPUE standardisées pour les flottilles de surface (figure supérieure) et palangrière (figure inférieure) ciblant le germon de l'Atlantique Nord.

Figure 16. CPUE standardisées pour le germon de l'Atlantique Sud.

Figure 17. Diagrammes de corrélation pour les flottilles opérant dans l'Atlantique Nord : a) représente des observations de flottille individuelle en comparaison à un GAM ajusté à toutes les séries (ligne rouge) ainsi qu'un loess plus homogène ajusté à chaque série individuelle (ligne bleue) et b) représente la matrice de corrélation individuelle entre flottille. Les flottilles de palangre affichent un retard de deux ans afin de pouvoir les comparer avec les flottilles de surface ciblant des classes d'âge plus petites.

Figure 18. Diagrammes de corrélation pour les flottilles opérant dans l'Atlantique Sud : a) représente des observations de flottille individuelle en comparaison à un GAM ajusté à toutes les séries (ligne rouge) ainsi qu'un loess plus homogène ajusté à chaque série individuelle (ligne bleue) et b) représente la matrice de corrélation individuelle entre flottille. Les flottilles de palangre affichent un retard de deux ans afin de pouvoir les comparer avec les flottilles de surface ciblant des classes d'âge plus petites.

FIGURAS

Figura 1. Ratio de sexos de atún blanco del Atlántico norte por intervalo de talla estimado a partir de Beardsley (1971), Bard (1981) y Santiago (2004b). Las barras representan los límites de confianza del 95%. La línea continua muestra la función Loess (ponderada por el número de observaciones por intervalos de tallas) que refleja la ratio de sexos por tallas.

Figura 2. Distribución geográfica de la captura acumulada de atún blanco por artes principales y década (fuente: CATDIS). Para comparaciones relativas, al mapa "f (2010-2011)" se le aplicó una escala diferente (1/5 de otras escalas) porque solo incluía dos años de la década.

Figura 3. Capturas de Tarea I de atún blanco del Norte por artes principales y año.

Figura 4. Capturas nominales acumuladas por pesquería y año utilizadas para MFCL.

Figura 5. Capturas de Tarea I de atún blanco del Sur por artes principales y año.

Figura 6. Indicadores de centralidad y dispersión (medias del número de peces y percentiles de intervalos de clases de talla (10%, mediana, 90%), antes de seleccionar los casos, en series de frecuencia de tallas a lo largo de los años para cada pesquería.

Figura 7. Indicadores de centralidad y dispersión (medidas del número de peces y percentiles de intervalos de clases de talla (10%, mediana, 90%), tras seleccionar los casos, en series de frecuencia de tallas a lo largo de los años para cada pesquería.

Figura 8. Distribución de observaciones de captura y talla para la flota de palangre de Taipei Chino en las décadas de los setenta y del 2000.

Figura 9. Distribución de observaciones de captura y talla para la flota de palangre japonesa en las décadas de los cincuenta, sesenta y setenta.

Figura 10. Distribución de observaciones de captura y talla para la flota de palangre japonesa en las décadas de los ochenta, noventa y 2000.

Figura 11. CAS (en clases de límite inferior de 2 cm) obtenida para el stock de atún blanco del Norte.

Figura 12. CAS (en clases de límite inferior de 2 cm) obtenida para el stock de atún blanco del Sur.

Figura 13. Pesos medios de atún blanco del Atlántico norte (totales y por arte principal) obtenidos a partir de CAS.

Figura 14. Pesos medios de atún blanco del Atlántico sur (totales y por arte principal) obtenidos a partir de CAS.

Figura 15. CPUE estandarizadas para las flotas de superficie (figura superior) y palangre (figura inferior) que se dirigen al atún blanco del Atlántico norte.

Figura 16. CPUE estandarizadas para el atún blanco del Atlántico Sur.

Figura 17. Gráficos de correlación para las flotas que operan en el Atlántico norte. En la figura a) se muestran las observaciones de flotas individuales representadas junto a un modelo aditivo generalizado (GAM) ajustado a toda la serie (línea roja), así como con respecto a una función de alisado Loess ajustada a cada serie individual (línea azul). En la figura (b) se muestra la matriz de correlación individual entre flotas. La flotas de palangre muestran un retraso de dos años para ser comparables con las flotas de superficie dirigidas a clases de edad menores.

Figura 18. Gráficos de correlación para las flotas que operan en el Atlántico sur. En la figura a) se muestran las observaciones de flotas individuales representadas junto a un modelo aditivo generalizado (GAM) ajustado a toda la serie (línea roja), así como con respecto a una función de alisado Loess ajustada a cada serie individual (línea azul). En la figura (b) se muestra la matriz de correlación individual entre flotas. La flotas de palangre muestran un retraso de dos años para ser comparables con las flotas de superficie dirigidas a clases de edad menores.

APPENDICES

Appendice 1. Ordre du jour.

Appendice 2. Liste des participants.

Appendice 3. Liste des documents.

Appendice 4. Algorithme de détermination de l'âge reposant sur les analyses de mélange de distributions de Kimura Chikuni (Kimura 1987) mis en place avec une fonction de R provenant de A. Murtua (<http://albertomurta.wikispaces.com/file/detail/Kimura-Chikuni-1987.R>). Fonction de R.

Appendice 5. Tableaux de substitution utilisés pour créer des données de CAS (stocks du germon du Nord et du Sud) (en-tête bleu : données de Tâche I, en-tête orange : données de taille de Tâche II).

APÉNDICES

Apéndice 1 Orden Del Día

Apéndice 2 Lista de participantes.

Apéndice 3 Lista de documentos.

Apéndice 4 Algoritmo de determinación de la edad basado en el análisis mixto de distribuciones de Kimura Chikuni (Kimura y Chikuni 1987) implementado con una función R de A. Murtua. (<http://albertomurta.wikispaces.com/file/detail/Kimura-Chikuni-1987.R>). Función R

Apéndice 5 Tablas de sustitución para crear datos CAS (stocks de atún blanco del Atlántico norte y del Atlántico sur). (Cabecera azul: Información de Tarea I; Cabecera naranja: información sobre talla de Tarea II.)

Table 1. Biological parameters and conversion factors of the North Atlantic albacore stock.

<i>North Stock</i>	<i>Parameters</i>	<i>Source</i>
Growth	$L_{\infty} = 124.74$ cm; $k = 0.23$; $t_0 = - 0.9892$	Bard (1981)
Length-weight relationship	$a=1.339 \times 10^{-5}$ $b=3.1066$	Santiago (1993)
Maturity	50% of mature fish at 90 cm (age 5)	Bard (1981)
Natural mortality	$M = 0.3$ per year	
M at age (1 to 15)	0.63; 0.46; 0.38; 0.34; 0.31; 0.29; 0.31; 0.34; 0.38; 0.44; 0.55; 0.55; 0.55; 0.55; 0.55	Anon (2009)

Table 2. Biological parameters and conversion factors of the South Atlantic albacore stock.

<i>South Stock</i>	<i>Parameters</i>	<i>Source</i>
Growth	$L_{\infty} = 147.5$ cm; $k = 0.126$; and $t_0 = - 1.89$	Lee and Yeh (2007)
Length-weight relationship	$a=1.3718 \times 10^{-5}$ $b=3.0973$	Penney (1994)
Maturity	50% of mature fish at 90 cm (age 5)	Bard (1981)
Natural mortality	$M = 0.3$ per year	

Table 6. ALB-N definition of the 12 major fisheries to be used on the MFCL analysis.

Fishery ID	Acronym	Description	Time Period	Major gear(s)/fleets(s) (defining the Fishery)		Associated gear(s)/fleet(s) (merged to obtain combined: Task-1/CATDIS and size samples)	
				Major Gear	Main Fleets	List of gear codes	List of fleet codes
ALBN01	BB(ES)rec	BB Cantabric (ESP) recent years	year ≥ 1981	BB	EU.ESP-ES-CANT_ALB	TRAW, MWT, MWTD	EU.FRA, EU.IRL, EU.NLD, EU.UK, USA, USA-Com
ALBN02	TR(ES+FR)all	TR Cantabric (ESP+FRA) all series	year ≥ 1930	TR	EU.ESP-ES-CANT_ALB, EU.FRA, EU.FRA-FR	GILL	EU.IRL, EU.UK, MIX.FR+ES
ALBN03	BB(ES+FR)old	BB (ES+FR) early years	year ≤ 1980	BB	EU.ESP-ES-CANT_ALB, EU.FRA, EU.FRA-FR	none	none
ALBN04	BB(PT+ES)islds	BB (PT+ES) Islands (Azores, Madeira, Canary)	year ≥ 1958	BB	EU.ESP-ES-CANARY, EU.PRT-PT-AZORES, EU.PRT-PT-MADEIRA	none	EU.ESP-CANT_AZS_ALB, EU.ESP-CANT_CDZ_ALB
ALBN05	LL(JP)targ	JPN LL (ALB) targeting period	year ≤ 1969	LL	JPN	none	none
ALBN06	LL(JP)trans	JPN LL (ALB) transition period	1970 ≤ year ≤ 1975	LL	JPN	none	none
ALBN07	LL(JP)byca	JPN LL (ALB) bycatch period	≥ 1976	LL	JPN	none	none
ALBN08	LL(TW)old	TAI LL old fleet (traditional longline)	year ≤ 1986	LL	TAI	LL (all types)	BRA-JPN, CAN-JPN, EU.ESP-ES-SWO, TTO, USA, USR, VEN, VEN-FOR.FLTS (excludes CUB + PAN + KOR)
ALBN09	LL(TW)tran	TAI LL transition fleet (moving towards deep longline)	1987 ≤ year ≤ 1998	LL	TAI	LL (all types)	BRB, CAN, CAN-JPN, CHN, EU.ESP-ES-SWO, EU.PRT-PT-MADEIRA, EU.PRT-PT-MAINLND, GRD, NEI.071, NEI.134, PHL, SLE, TTO, USA, VEN, VEN-FOR.FLTS (excludes CUB + PAN + KOR)
ALBN10	LL(TW)rec	TAI LL recent fleet (stable deep longline)	year ≥ 1999	LL	TAI	LL (all types)	MAR, BLZ-ESP, BLZ-TTO, BRA-ESP, BRA-GNQ, BRA-JPN, BRA-PAN, BRA-TAI, BRA-URY, BRA-USA, BRA-VCT, BRB, CAN, CHN, CIV-CIV-KOREA, CUB, EU.ESP-ES-SWO, EU.FRA, EU.IRL, EU.PRT-PT-AZORES, EU.PRT-PT-MADEIRA, EU.PRT-PT-MAINLND, EU.UK, FR.SPM-CAN, GRD, ISL, MEX, NEI.071, NEI.134, PHL, PHL-PHL-MANILA, SLE, TTO, TTO-TTO-TRINID, UK.BMU, USA, USA-Com, VCT, VEN, VEN.INDUSTRIAL, VUT (excludes CUB + PAN + KOR)
ALBN11	LL(KR+PA+CU)	LL (KOR + PAN) all series + LL CUB (1964-93)	year ≥ 1964	LL	KOR, PAN, CUB	LL (all types)	CUB, KOR, PAN, PAN-PAN-TTO
ALBN12	SU_other	Other SURF fisheries (including UNCL)	year ≥ 1978	SU	Various (other surface)	all SURF gears (including UNCL) not in Fisheries [1-11]	MAR, BRB, CAN, CPV, CPV-ETRO, DOM, EU.ESP, EU.ESP-CANT_CDZ_ALB, EU.ESP-ES-ETRO, EU.FRA, EU.FRA-FR-ETRO, EU.IRL, EU.PRT, EU.PRT-PT-MADEIRA, EU.PRT-PT-MAINLND, EU.UK, GRD, GTM.ETRO, LCA, MEX, PAN, TAI, UK.BMU, USA, USA-Com, USA-Rec, USR, VCT, VEN, VEN.ARTISANAL, VEN.INDUSTRIAL, VEN-FOR.FLTS

Table 7. ALB-N total catch (t) by MFCL fishery and year (1950 to 2011), using the updated CATDIS estimations (CATDIS totals have in all years less than 1% difference when compared to Task I statistics).

Year	ALB-N fisheries												TOTAL	Difference with Task I (%)		
	ALBN01	ALBN02	ALBN03	ALBN04	ALBN05	ALBN06	ALBN07	ALBN08	ALBN09	ALBN10	ALBN11	ALBN12				
1950			39623											39623	0.0%	
1951			34149											34149	0.0%	
1952			32397											32397	0.0%	
1953			26242	3875										30117	0.0%	
1954			32729	7250										39979	0.0%	
1955			28299	3125										31424	0.0%	
1956			35398	5500		2								40900	0.0%	
1957			30028	11959			135							42122	0.0%	
1958			33945	17258	300		945							52448	0.0%	
1959			30796	17947	570		599							49912	0.0%	
1960			33072	17539	600		1131	527						52869	0.0%	
1961			20907	20520	600		380	323						42730	0.0%	
1962			30943	20849	620		5716	659						58787	0.0%	
1963			24625	19769	970		14633	343						60340	0.0%	
1964			28058	19928	500		15713	383				52		64634	0.0%	
1965			25544	19029	1083		14325	385				292		60658	0.0%	
1966			22791	16130	627		5860	333				1622		47363	0.0%	
1967			30669	17293	1056		4771	1336				4017		59142	0.0%	
1968			23993	13478	458		3306	2052				1933		45220	0.0%	
1969			17923	13690	879		4717	2596				6925		46730	0.0%	
1970			15706	13938	450			4915				5011		45895	0.0%	
1971			24029	14977	700		6472	2936				7707		56821	0.0%	
1972			26517	7037	1159		1319	4551				8198		48781	0.0%	
1973			18712	7468	1365		1467	9515				7172		45700	0.0%	
1974			20958	11707	2279		2059	9563				3040		49606	0.0%	
1975			9491	9694	9993			8223				3156		41888	0.0%	
1976			13918	13461	6766			15054				6691		57235	0.0%	
1977			17391	9878	5681			14037				6219		54031	0.0%	
1978			23931	10713	1245			9727				3905	69	50121	0.0%	
1979			23332	15014	750			7566				3429	62	51372	0.0%	
1980			13059	15580	597			1036				1021	4	38691	0.0%	
1981	11962		10778		1451			1740				1163	521	34531	0.0%	
1982	14983		12831		824			781				1902	828	42673	0.0%	
1983	18389		12788		2546			1156				14835	873	51491	0.0%	
1984	6438		11029		1747			576				15546	3587	2877	41800	0.0%
1985	10409		10654		2102			844				15558	1011	247	40826	0.0%
1986	14307		10837		893			470				19833	929	285	47554	0.0%
1987	18407		11539		611			494				6725	77	262	38115	0.0%
1988	17175		12078		451			723				2270	20	342	33059	0.0%
1989	17307		11999		307			764				1421	54	219	32071	0.0%
1990	15056		12975		4601			737				1910	36	1567	36882	0.0%
1991	8029		12675		1407			691				4623	1	506	27931	0.0%
1992	11925		12275		3114			466				2656	30	385	30851	0.0%
1993	10957		13126		6468			485				6540	68	491	38135	0.0%
1994	10754		13066		3344			505				6700	104	691	35163	0.0%
1995	11811		13739		7649			386				4398	75	320	38377	0.0%
1996	10991		9620		2918			466				4163	13	632	28803	0.0%
1997	11252		11527		1446			414				3632	6	746	29023	0.0%
1998	8441		11902		439			446				3589		929	25746	0.0%
1999	11829		13117		2294			425				6285		601	34551	0.0%
2000	14088		10265		530			688				6633		920	33124	0.0%
2001	8800		6826		2645			1126				6246		611	26254	0.0%
2002	8980		3989		3034			711				5468		558	22741	0.0%
2003	9854		5202		1833			680				7019		979	25567	0.0%
2004	9527		7491		970			893				6024		1055	25960	0.0%
2005	16326		10179		1133			1336				5516	59	769	35318	0.0%
2006	20312		10277		347			781				4301	141	831	36989	0.0%
2007	11564		6093		336			288				2761	187	762	21992	0.0%
2008	11000		5234		1248			402				2178	67	359	20486	0.0%
2009	7701		4439		104			288				2249	82	533	15396	0.1%
2010	7458		7011		587			525				3124	264	487	19457	-0.3%
2011	11197		3575		1185			494				3220	162	416	20250	0.2%

Table 8. Results of the size frequency screening.

	Fishery											
SzFrqSamp	ALBN01	ALBN02	ALBN03	ALBN04	ALBN05	ALBN06	ALBN07	ALBN08	ALBN09	ALBN10	ALBN11	ALBN12
OK	67	122	17	97	15	16	102	48	48	52	46	48
N<50	1	1		17	1	1	18				3	23
Nbin<10	1			14	6	1	16				7	32
Skw>5											0	
Total	69	123	17	128	22	18	136	48	48	52	56	103
% Rejected	3%	1%	0%	24%	32%	11%	25%	0%	0%	0%	18%	53%

Table 11. The ALB CAS substitutions ratios (Task I catches (t) with no size information versus Task I total catch) per stock.

	<i>ATN</i>	<i>ATS</i>
2007	0.068343	0.163454
2008	0.126853	0.160792
2009	0.105492	0.311571
2010	0.087242	0.264755
2011	0.071347	0.133441

Table 12. Evaluation of the CPUE series on North and South Atlantic albacore stock presented to the Group. The evaluation was made using the protocol established by the WGSAM in 2012 to evaluate CPUE series.

<i>North Atlantic Stock</i>								
	<i>Paper</i>	<i>SCRS/2012/061</i>	<i>SCRS/2013/060</i>	<i>SCRS/2013/066</i>	<i>SCRS/2013/052</i>	<i>SCR-/2013/053</i>	<i>SCRS/2013/054</i>	<i>SCRS/2013/069</i>
	<i>Index</i>	<i>Japan LL</i>	<i>Irish trawl</i>	<i>US pelagic LL</i>	<i>Spain BB</i>	<i>Spain Trol</i>	<i>Spain Trol by age</i>	<i>Chinese Taipei LL</i>
1	Diagnostics	4	4	4	4	4	4	4
2	Appropriateness of data exclusions and classifications (e.g. to identify targeted trips).	5 (data exclusion are identified and justified, model explicitly covers targeting)	4 (data exclusions are clearly identified and justified)	4 (data exclusions are clearly identified and justified)	4 (apparently no need to exclude any data)	3 (no apparent data exclusion, but some very low cpues included)	2 (aging bias?)	3 (not much explanation)
3	Geographical Coverage	4 (extensive coverage and distribution areas provided in a map, but actual effort and catches in those areas are not)	2 (limited to north eastern Atlantic. Good distribution of effort maps provided)	3 (Large area of operation by only in northwest Atlantic)	3	2	3	4
4	Catch Fraction	2	2	1	3	4	3	2
5	Length of Time Series relative to the history of exploitation.	5 (series runs from 1959)	2 (time-series only available from 2003)	3 (time series form 1987)	3 (since 1981)	3 (since 1981)	3 (since 1981)	4 (1967-2012)
6	Are other indices available for the same time period?	4	3	3	3	3	3	4
7	Does the index standardization account for Known factors that influence catchability/selectivity?	4 (gear, area, hooks and other factors that may influence catchability and selectivity are included, as are interaction terms)	3 (the model includes few factors, although including vessels may address aspects of catchability or selectivity)	3 (operating procedure, gear configuration)	2 (only year, quarter, area are included)	2 (only year, quarter, area are included)	2 (only year, quarter, area are included)	4 (year, quarter, area, other species)
9	Is the interannual variability within plausible bounds (e.g., SCRS/2012/039)	4	3	4	3	3	3	4

10	Are biologically implausible interannual deviations severe? (e.g., SCRS/2012/039)	5	3	5	3	3	3	5
11	Assessment of data quality and adequacy of data for standardization purpose (e.g. sampling design, sample size, factors considered)	4 (the sampling design is relatively good, as well as the sample size and factors considered).	3 (data quality is explicitly addressed, model includes interactions to obtain more info from the data and model structured to account for possible changes. Size data for portion of population covered by this cpue is not provided)	3 (n° observations per variable factor category not shown)	3 (sampling design and size appropriate, not many factors included)	3 (sampling design and size appropriate, not many factors included)	2 (aggregated index suggested)	3 (no. observations per variable factor category not shown)
12	Is this CPUE time series continuous?	3	4	4	4	4	4	3

<i>South Atlantic Stock</i>								
	<i>Paper</i>	<i>SCRS/2013/063</i>	<i>SCRS-13-043</i>	<i>SCRS-13-068</i>	<i>SCRS-13-070</i>	<i>SCRS-13-072</i>		
	<i>Index</i>	<i>Japan LL</i>	<i>Uruguay LL</i>	<i>Brasil LL</i>	<i>Chinese Taipei LL</i>	<i>South African LL</i>		
1	Diagnostics	4	4	2 (residual trend)	4	4		
2	Appropriateness of data exclusions and classifications (e.g. to identify targeted trips).	5 (data exclusion are identified and justified, model explicitly covers targetting)	5 (data exclusions are clearly identified and justified, vessel targetting also covered)	1 (targeting and fishing strategy addressed, but named "preliminary". The fleet is very heterogeneous and no clear guidance on how the procedure helps get ALB abundance index. No explanation about national-foreign vessel regimes, the sporadic peaks on catch...)	3 (not much explanation)	3 (target?)		
3	Geographical Coverage	4 (extensive coverage and distribution areas provided in a map)	3 (limited to south western Atlantic. Good distribution of effort maps provided)	3 (maps for the entire Brazilian fleet are provided, but no clue of the geographical distribution of ALB sets/fisheries)	4	3		
4	Catch Fraction	2	1	2	5	4		
5	Length of Time Series relative to the history of exploitation.	5 (series runs from 1959)	3 (series runs from 1983)	3 (since 1978)	4 (1967-2012)	3 (since 1999, but there is an older one that remains the		

						same)		
6	Are other indices available for the same time period?	5	3	3	4	3		
7	Does the index standardization account for Known factors that influence catchability/selectivity?	4 (gear, area, hooks and other factors that may influence catchability and selectivity are included, as are interaction terms)	4 (analysis includes many factors that could affect fishing efficiency/selectivity. Multiple interactions included)	2 (just time, area, and fishing strategy are considered, but the latter is unclear)	4 (year, quarter, area, other species)	4 (year, quarter, area, distance from shore, vessel type, target)		
8	Are there conflicts between the catch history and the CPUE response?	4 (catch and effort trends in another document)	2 (difficult to say. CPUE and observations of catch are presented, but not total catch)	2 (catch not presented), but peaks on catch seem to correspond to valleys or cpue, difficult to understand without series of effort...?	3	3		
9	Is the interannual variability within plausible bounds (e.g. SCRS/2012/039)	4	4	1 (high fluctuations)	4	4		
10	Are biologically implausible interannual deviations severe? (e.g. SCRS/2012/039)	5	5	1	5	5		

11	Assessment of data quality and adequacy of data for standardization purpose (e.g. sampling design, sample size, factors considered)	4 (the sampling design is relatively good, as well as the sample size and factors considered).	4 (information includes length frequencies of catches in recent years. Multiple factors and interactions included. Sample design takes into account effort distribution although proportion of effort covered is not explicitly discussed)	1 (very heterogeneous dataset, and just a preliminary strategy to account for this. Only 13% of boats with "mostly ALB" strategy)	3 (n° observations per variable factor category not shown)	3 (n° observations per variable factor category not shown)		
12	Is this CPUE time series continuous?	3	4	4	3	4		

Table 13. Standardised annual CPUEs for North Atlantic albacore.

	<i>Japan LL early</i>	<i>Japan LL transition</i>	<i>Japan LL by-catch</i>	<i>Chinese Taipei_LL first period</i>	<i>Chinese Taipei_LL second period</i>	<i>Chinese Taipei_LL third period</i>	<i>Irish_MWT_Q3</i>	<i>US continuous</i>	<i>Spanish_Trol Age 2+3</i>	<i>France TR</i>	<i>Spanish_BB Q3</i>
Age Range	3-8+	3-8+	3-8+	2-8+	2-8+	2-8+	2-3	3-8	2-3	2-3	1-4
Catch Units	Number	Number	Number	Number	Number	Number	Weight	Number	Number	Number	Number
Effort Units	1000 hooks	1000 hooks	1000 hooks	1000 hooks	1000 hooks	1000 hooks	days at sea	1000 hooks	fishing days	1000 hooks	fishing days
Selectivity	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch
Model	Neg. Binomial	Neg. Binomial	Neg. Binomial	LogNormal	LogNormal	LogNormal	Delta log-normal	Delta log-normal	LogNormal	Delta log-normal	LogNormal
Use in assess	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year											
1959	27.46										
1960	23.33										
1961	19.19										
1962	28.38										
1963	14.99										
1964	14.92										
1965	11.04										
1966	10.36										
1967	10.92			7.05							
1968	11.14			12.18							
1969	9.14	10.66		10.52							
1970		10.50		9.34							
1971		5.95		6.71							
1972		3.00		7.07							
1973		4.14		8.75							
1974		3.60		7.98							
1975		3.08	2.60	6.77							1.36
1976			2.19	9.36							0.95
1977			1.44	9.12							1.23
1978			1.21	8.70							1.46

1979	1.47	8.56					1.27
1980	1.41	8.83					1.46
1981	1.46	8.71				3.67	1.55 189.61
1982	1.31	9.54				3.93	1.55 184.87
1983	1.19	9.54				3.92	0.86 268.47
1984	1.03	8.31				3.50	0.47 151.61
1985	1.14	7.18				3.27	1.7 211.92
1986	0.65	5.89				3.69	0.37 179.12
1987	0.47	5.56	4.30		0.91	3.69	0.62 286.62
1988	0.77		6.99		0.76	3.81	258.36
1989	0.73		5.26		0.72	3.39	209.27
1990	0.56		3.86		1.06	3.59	434.59
1991	0.66		5.27		0.98	3.91	303.43
1992	0.52		4.45		0.81	3.82	306.57
1993	0.51		4.44		1.26	3.81	341.60
1994	0.68		3.23		1.56	4.01	360.12
1995	0.44		3.35		1.37	3.89	322.45
1996	0.39		2.20		1.20	3.85	342.18
1997	0.53		2.66		1.37	3.59	362.23
1998	0.85		2.66		1.16	3.52	411.10
1999	0.49		2.02	2.12	1.04	3.28	374.65
2000	0.80			2.04	1.20	3.00	500.68
2001	1.10			2.19	1.49	3.21	180.64
2002	1.17			2.29	1.06	2.85	182.52
2003	0.83			4.12	495.48	0.68	2.98 369.34
2004	0.62			3.13	411.17	0.67	3.64 342.14
2005	0.85			3.65	1151.74	0.69	3.70 322.45
2006	0.73			3.91	2948.40	0.55	3.86 742.74
2007	0.43			2.67	683.32	0.65	3.72 437.80

2008	0.45	2.39	2655.88	0.55	3.96	356.01
2009	0.67	2.39	1419.13	0.93	3.54	335.45
2010	1.02	3.26	248.99	0.97	3.97	339.69
2011	0.68	3.40	3824.67	1.37	3.08	328.50

Table 14. Standardised annual CPUE's for South Atlantic albacore.

	<i>Uruguay LL</i>	<i>Brazil LL</i>	<i>Taiwan LL</i>	<i>Japan LL early</i>	<i>Japan LL transition</i>	<i>Japan LL by-catch</i>	<i>South Africa BB early</i>	<i>South Africa BB late</i>
Age Range	3-8+	3-8+	3-8+	3-8+	3-8+	3-8+	2-3	2-3
Catch Units	Weight	Number	Number	Number	Number	Number	Weight	Weight
Effort Units	1000 hooks	1000 hooks	1000 hooks	1000 hooks	1000 hooks	1000 hooks	fishing days	fishing days
Selectivity	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch
Model	Delta log-normal	Delta log-normal	LogNormal	Neg. Binomial	Neg. Binomial	Neg. Binomial	LogNormal	LogNormal
Use in assess	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes		
Year								
1959				40.39				
1960				38.09				
1961				30.60				
1962				21.93				
1963				21.23				
1964				21.31				
1965				14.36				
1966				13.05				
1967			18.17	13.87				
1968			18.67	12.80				
1969			19.88	7.75	8.53			
1970			14.98		4.10			

1971			15.12	6.49			
1972			10.40	3.48			
1973			9.04	2.34			
1974			10.25	1.38			
1975			12.03	0.83	0.94		
1976			12.61		1.10		
1977			13.81		0.70		
1978		4.64	12.29		1.28		
1979		6.76	11.41		0.52		
1980		2.74	10.46		0.77		
1981		1.85	8.36		1.59		
1982		1.82	8.33		1.26		
1983	138.50	3.07	8.17		1.00		
1984	119.60	4.94	9.19		1.03		
1985	125.10	2.66	8.68		1.71	735.42	
1986	123.70	4.76	8.54		1.99	661.58	
1987	115.70	9.44	7.63		0.82	799.78	
1988	120.30	4.76	5.48		0.59	636.29	
1989	143.80	9.44	4.88		0.73	584.27	
1990	94.10	7.87	5.22		1.00	576.40	
1991	109.30	4.18	5.87		1.16	542.31	
1992	72.50	5.31	6.97		0.64	655.47	
1993	126.70	2.40	5.98		0.55	602.80	
1994	56.60	13.90	7.60		0.79	632.83	
1995	90.40	6.25	7.58		0.51	652.88	
1996	123.90	16.36	8.06		0.55	681.66	
1997	91.00	12.26	7.62		0.73	826.70	
1998	125.60	11.41	6.59		0.72	841.63	
1999	99.80	9.42	5.52		0.75		1820.5
2000	79.50	11.62	5.09		1.29		1872.4

2001	46.20	9.30	6.17	1.33	2200.4
2002	37.30	3.87	4.98	0.86	1755.3
2003	26.00	1.52	4.67	0.90	1947.7
2004	18.80	2.78	5.68	0.96	1604.3
2005	11.90	2.40	6.57	0.74	2488.8
2006	46.00	2.45	5.02	0.40	2008.1
2007	57.90	2.12	5.72	0.30	2044.7
2008	43.50	1.56	5.94	0.62	1415
2009	55.00	2.23	5.77	0.76	1993.8
2010	48.30	2.02	6.55	0.94	1862.6
2011	30.40	4.26	5.87	0.84	1653.4

Table 15. Standardised quarterly CPUEs for North Atlantic albacore.

<i>Year</i>	<i>Quarter</i>	<i>Japan LL early</i>	<i>Japan LL transition</i>	<i>Japan LL by- catch</i>	<i>Spanish_Trol</i>	<i>Chinese Taipei_LL first period</i>	<i>Chinese Taipei_LL second period</i>	<i>Chinese Taipei_LL third period</i>
1959	1	34.43						
1959	2	48.03						
1959	3	10.30						
1959	4	33.38						
1960	1	29.51						
1960	2	13.51						
1960	3	13.82						
1960	4	53.77						
1961	1	77.18						
1961	2	4.79						
1961	3	9.91						
1961	4	36.96						
1962	1	153.10						
1962	2	17.87						
1962	3	14.92						
1962	4	15.89						
1963	1	19.18						
1963	2	12.86						
1963	3	10.92						
1963	4	18.76						
1964	1	22.90						
1964	2	9.67						
1964	3	9.55						
1964	4	23.42						
1965	1	24.54						
1965	2	7.50						
1965	3	6.41						

<i>Year</i>	<i>Quarter</i>	<i>Japan LL early</i>	<i>Japan LL transition</i>	<i>Japan LL by-catch</i>	<i>Spanish_Trol</i>	<i>Chinese Taipei_LL first period</i>	<i>Chinese Taipei_LL second period</i>	<i>Chinese Taipei_LL third period</i>
1965	4	12.61						
1966	1	18.49						
1966	2	7.02						
1966	3	7.01						
1966	4	12.66						
1967	1	12.25						
1967	2	9.22						
1967	3	9.01					6.02	
1967	4	13.98					7.29	
1968	1	12.79					13.95	
1968	2	8.83					12.42	
1968	3	9.81					11.32	
1968	4	13.92					10.56	
1969	1	11.73	13.82				10.87	
1969	2	8.32	10.62				7.56	
1969	3	7.67	7.14				10.05	
1969	4	9.31	12.30				13.87	
1970	1		12.86				12.37	
1970	2		12.66				9.94	
1970	3		5.86				8.34	
1970	4		12.74				6.94	
1971	1		8.84				8.80	
1971	2		6.73				6.52	
1971	3		3.85				4.94	
1971	4		5.45				7.08	
1972	1		5.65				11.50	
1972	2		3.43				4.61	
1972	3		1.78				5.17	

<i>Year</i>	<i>Quarter</i>	<i>Japan LL early</i>	<i>Japan LL transition</i>	<i>Japan LL by- catch</i>	<i>Spanish_Trol</i>	<i>Chinese Taipei_LL first period</i>	<i>Chinese Taipei_LL second period</i>	<i>Chinese Taipei_LL third period</i>
1972	4		2.34				8.89	
1973	1		6.47				11.32	
1973	2		4.74				6.55	
1973	3		2.40				8.61	
1973	4		3.98				9.68	
1974	1		6.57				9.75	
1974	2		4.28				7.33	
1974	3		1.88				6.37	
1974	4		3.18				9.16	
1975	1		4.91	3.43			9.36	
1975	2		3.76	3.52			5.08	
1975	3		1.65	1.17			4.96	
1975	4		2.94	3.22			10.04	
1976	1			3.34			14.06	
1976	2			1.63			9.02	
1976	3			2.13			4.56	
1976	4			1.97			11.12	
1977	1			1.85			8.96	
1977	2			1.28			11.60	
1977	3			1.08			8.32	
1977	4			1.67			8.94	
1978	1			1.36			12.25	
1978	2			1.18			6.92	
1978	3			0.73			7.43	
1978	4			1.85			8.56	
1979	1			0.99			14.95	
1979	2			2.16			7.60	
1979	3			1.21			5.01	

<i>Year</i>	<i>Quarter</i>	<i>Japan LL early</i>	<i>Japan LL transition</i>	<i>Japan LL by- catch</i>	<i>Spanish_Trol</i>	<i>Chinese Taipei_LL first period</i>	<i>Chinese Taipei_LL second period</i>	<i>Chinese Taipei_LL third period</i>
1979	4			1.78			9.40	
1980	1			1.45			13.89	
1980	2			4.05			7.52	
1980	3			0.57			5.71	
1980	4			1.21			9.99	
1981	1			1.86			10.13	
1981	2			1.36	245.64		8.03	
1981	3			1.14	96.94		7.77	
1981	4			1.56			9.26	
1982	1			1.84			11.70	
1982	2			2.20			9.71	
1982	3			0.74	89.51		7.17	
1982	4			0.99			10.43	
1983	1			2.31			9.03	
1983	2			1.26			9.25	
1983	3			0.50	88.03		8.62	
1983	4			1.36	49.86		13.55	
1984	1			1.11			11.77	
1984	2			1.38			8.33	
1984	3			0.52	80.78		6.62	
1984	4			1.37			7.20	
1985	1			1.80			8.96	
1985	2			1.05	95.25		8.03	
1985	3			0.92	58.57		4.77	
1985	4			0.97	110.68		7.99	
1986	1			0.83			7.00	
1986	2			0.41	229.67		5.29	
1986	3			0.87	91.36		5.62	

<i>Year</i>	<i>Quarter</i>	<i>Japan LL early</i>	<i>Japan LL transition</i>	<i>Japan LL by- catch</i>	<i>Spanish_Trol</i>	<i>Chinese Taipei_LL first period</i>	<i>Chinese Taipei_LL second period</i>	<i>Chinese Taipei_LL third period</i>
1986	4			0.60	101.30		5.61	
1987	1			1.32		6.10	4.08	
1987	2			0.29		4.50	2.85	
1987	3			0.50	70.09	6.02	5.50	
1987	4			0.26	123.41	7.19	4.76	
1988	1			0.90			7.55	
1988	2			1.10	70.73		5.65	
1988	3			0.36	89.83		8.78	
1988	4			0.97	112.71		5.82	
1989	1			1.25			6.78	
1989	2			0.59	66.86		3.58	
1989	3			0.42	61.72		5.07	
1989	4			0.91	59.92		4.67	
1990	1			0.99			5.34	
1990	2			0.32	63.65		3.58	
1990	3			0.40	87.59		2.43	
1990	4			0.79	90.23		3.35	
1991	1			0.97			5.32	
1991	2			0.54	253.02		5.48	
1991	3			0.39	134.29		3.67	
1991	4			0.94	196.09		4.96	
1992	1			0.60			4.35	
1992	2			0.48	222.45		4.58	
1992	3			0.33	112.71		2.96	
1992	4			0.77	216.62		4.12	
1993	1			0.63			2.44	
1993	2			0.32	93.21		4.15	
1993	3			0.43	119.70		4.94	

<i>Year</i>	<i>Quarter</i>	<i>Japan LL early</i>	<i>Japan LL transition</i>	<i>Japan LL by-catch</i>	<i>Spanish_Trol</i>	<i>Chinese Taipei_LL first period</i>	<i>Chinese Taipei_LL second period</i>	<i>Chinese Taipei_LL third period</i>
1993	4			0.76	133.39		3.21	
1994	1			0.48			2.65	
1994	2			0.28	65.18		1.87	
1994	3			0.59	131.68		3.82	
1994	4			2.66	60.45		2.82	
1995	1			0.87			2.80	
1995	2			0.10	148.45		2.80	
1995	3			0.48	132.90		4.52	
1995	4			0.88	270.86		2.17	
1996	1			0.47			2.68	
1996	2			0.33	72.79		1.84	
1996	3			0.15	135.50		1.57	
1996	4			0.96	169.13		1.08	
1997	1			2.13			3.36	
1997	2			0.25	107.06		2.18	
1997	3			0.13	134.61		1.63	
1997	4			1.20	269.05		1.82	
1998	1			4.11			2.38	
1998	2			0.70	121.98		2.00	
1998	3			0.48	103.72		2.19	
1998	4			0.37	41.46		2.42	
1999	1			0.95			3.09	3.45
1999	2			0.61	140.30		1.19	1.70
1999	3			0.15	110.08		1.29	1.79
1999	4			0.66	51.27		1.24	1.82
2000	1			0.90				2.78
2000	2			0.41	48.96			2.20
2000	3			0.45	53.86			1.66

<i>Year</i>	<i>Quarter</i>	<i>Japan LL early</i>	<i>Japan LL transition</i>	<i>Japan LL by- catch</i>	<i>Spanish_Trol</i>	<i>Chinese Taipei_LL first period</i>	<i>Chinese Taipei_LL second period</i>	<i>Chinese Taipei_LL third period</i>
2000	4			2.53	18.03			1.29
2001	1			2.61				2.61
2001	2			0.74	77.79			1.92
2001	3			0.57	67.73			2.09
2001	4			1.30	8.79			2.37
2002	1			2.23				3.53
2002	2			2.31	49.02			1.84
2002	3			0.33	76.33			1.79
2002	4			1.09	51.04			2.15
2003	1			1.63				4.53
2003	2			1.19	34.73			3.84
2003	3			0.33	105.13			3.76
2003	4			0.74	48.92			5.03
2004	1			1.61				2.72
2004	2			0.37	87.04			2.90
2004	3			0.28	117.51			2.79
2004	4			0.88	76.22			4.20
2005	1			1.90				5.95
2005	2			0.31	133.30			3.51
2005	3			0.56	137.87			2.15
2005	4			1.55	141.87			3.96
2006	1			1.23				5.65
2006	2			0.60	84.72			3.00
2006	3			0.34	170.46			3.35
2006	4			1.13	172.39			4.00
2007	1			0.77				2.76
2007	2			0.40	94.61			2.83
2007	3			0.21	104.06			2.66

<i>Year</i>	<i>Quarter</i>	<i>Japan LL early</i>	<i>Japan LL transition</i>	<i>Japan LL by-catch</i>	<i>Spanish_Trol</i>	<i>Chinese Taipei_LL first period</i>	<i>Chinese Taipei_LL second period</i>	<i>Chinese Taipei_LL third period</i>
2007	4			0.56	46.16			1.99
2008	1			0.57				2.71
2008	2			0.35	152.91			2.23
2008	3			0.22	150.70			1.98
2008	4			0.92	44.83			2.83
2009	1			0.97				2.97
2009	2			0.44	117.47			2.40
2009	3			0.28	98.65			2.49
2009	4			1.67	91.35			1.55
2010	1			1.25				3.63
2010	2			0.64	65.35			2.85
2010	3			0.79	122.21			2.79
2010	4			1.73	35.57			4.18
2011	1			1.53				3.08
2011	2			0.35	103.66			2.75
2011	3			0.32	73.58			4.05
2011	4			1.30	25.45			3.71
2012	1							3.16
2012	2							1.27
2012	3							1.05
2012	4							1.86

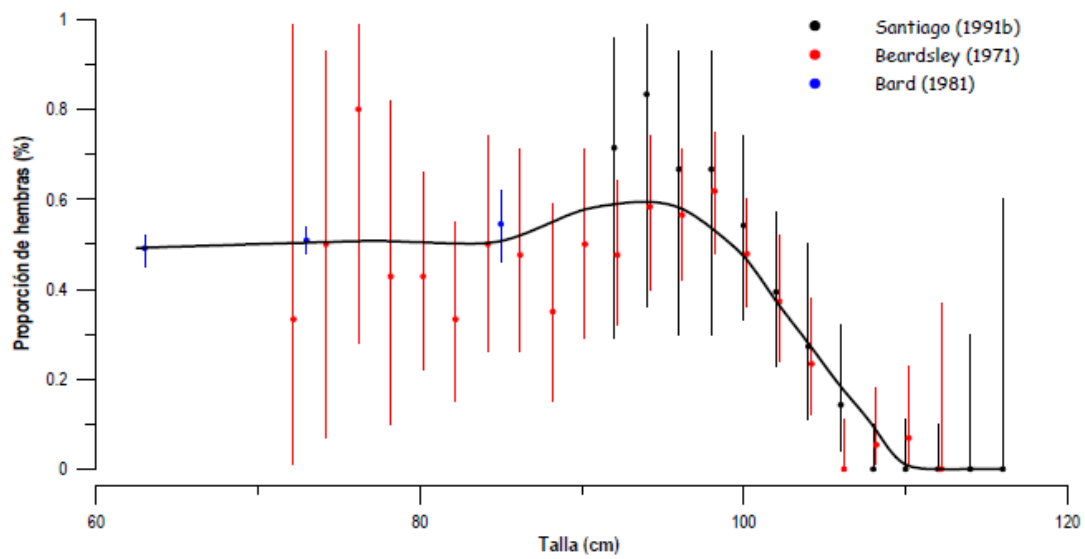


Figure 1. North Atlantic albacore sex ratio by size interval estimated from Beardsley (1971), Bard (1981) and Santiago (2004). Bars represent the 95% confident limits. Continue line shows loess function (weighted by the number of observations by size intervals) reflecting the sex ratio by size.

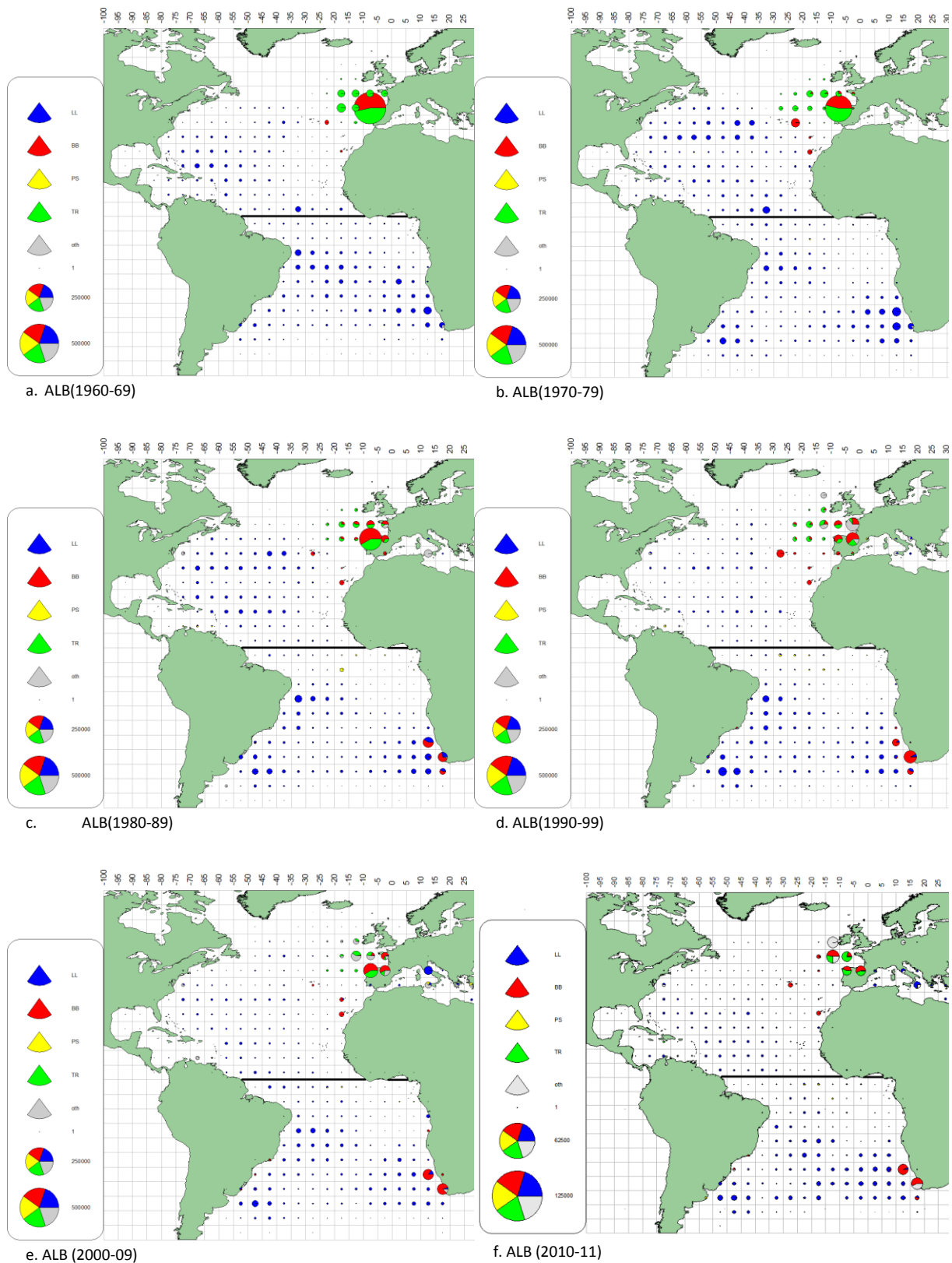


Figure 2. Geographical distribution of cumulative albacore catches by main gears and decade (Source: CATDIS). For relative comparisons, map “f (2010-11)” was differently scaled (1/5 of others scales) because it only with two years in the decade.

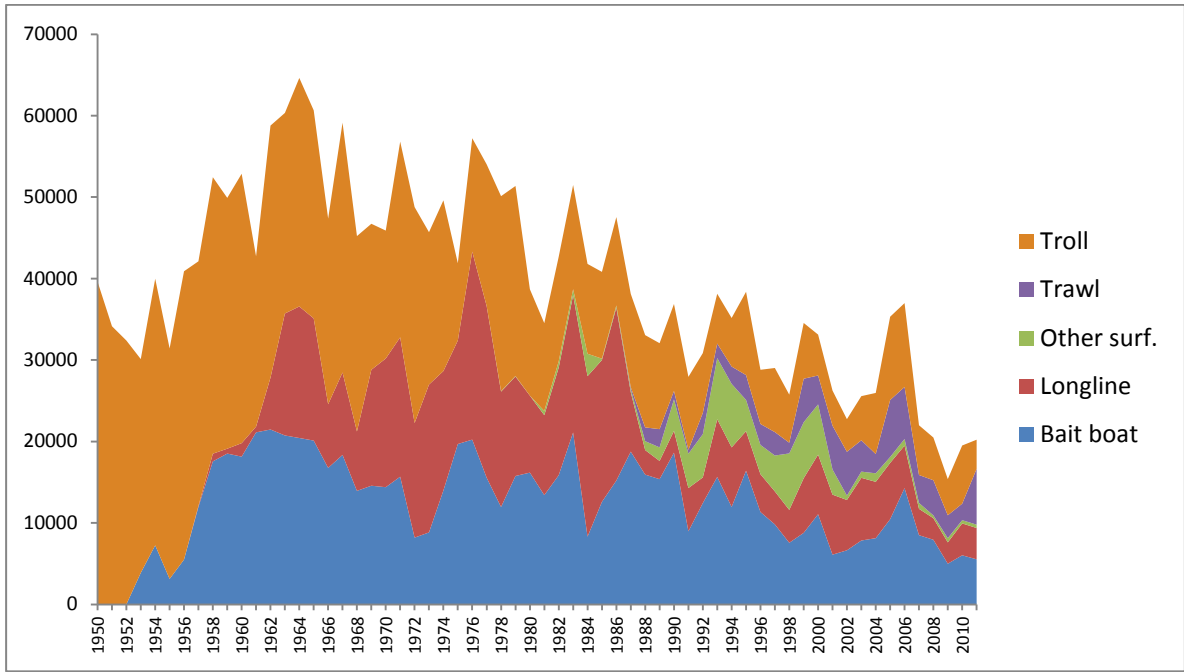


Figure 3. Northern albacore Task I catches by major gear and year.

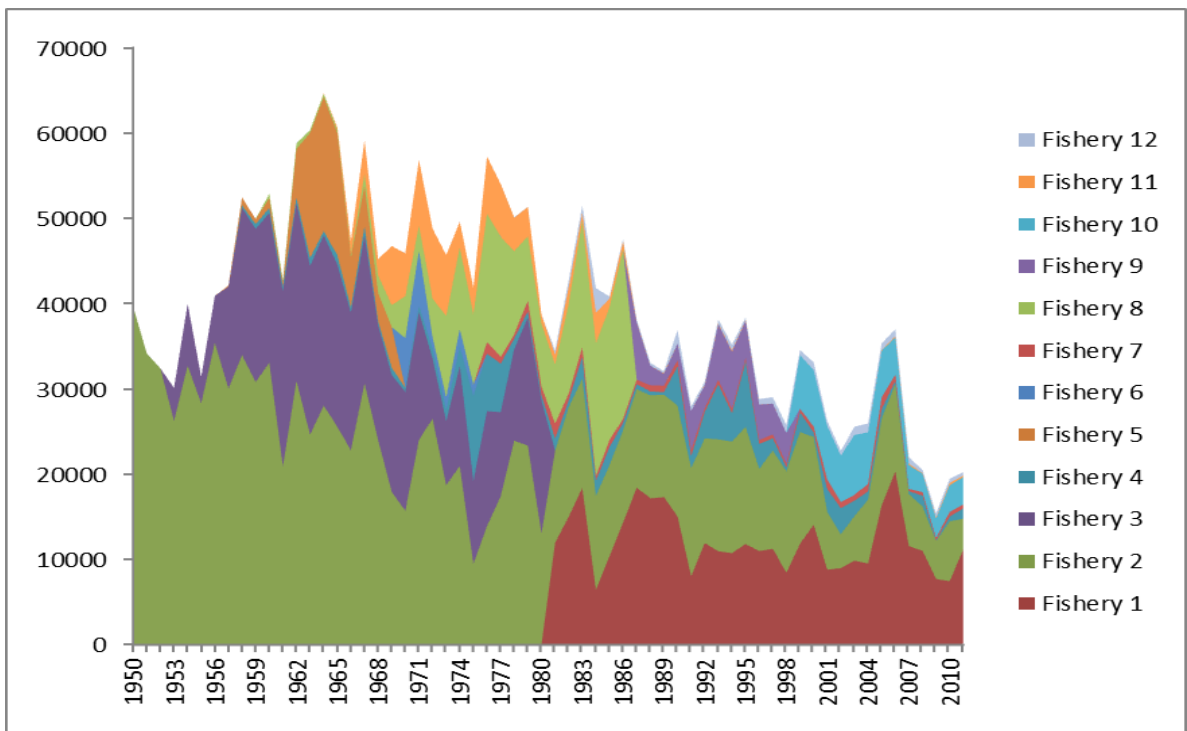


Figure 4. The accumulated nominal catches by fishery and year used for MFCL.

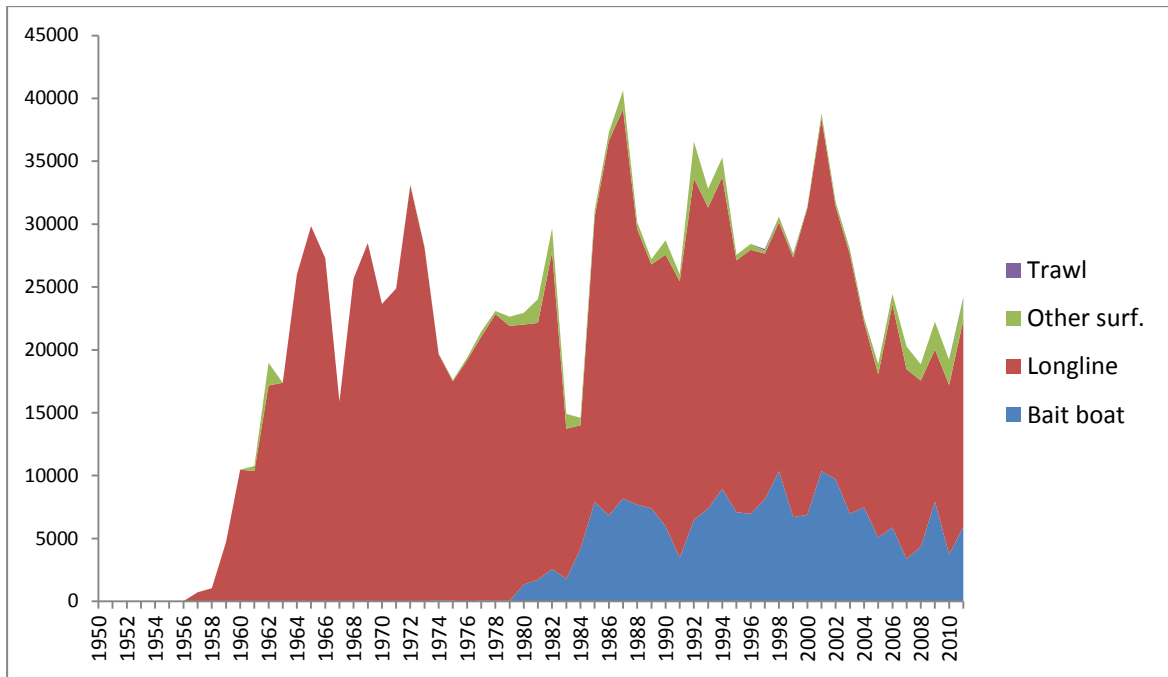


Figure 5. Southern albacore Task I catches by major gear and year.

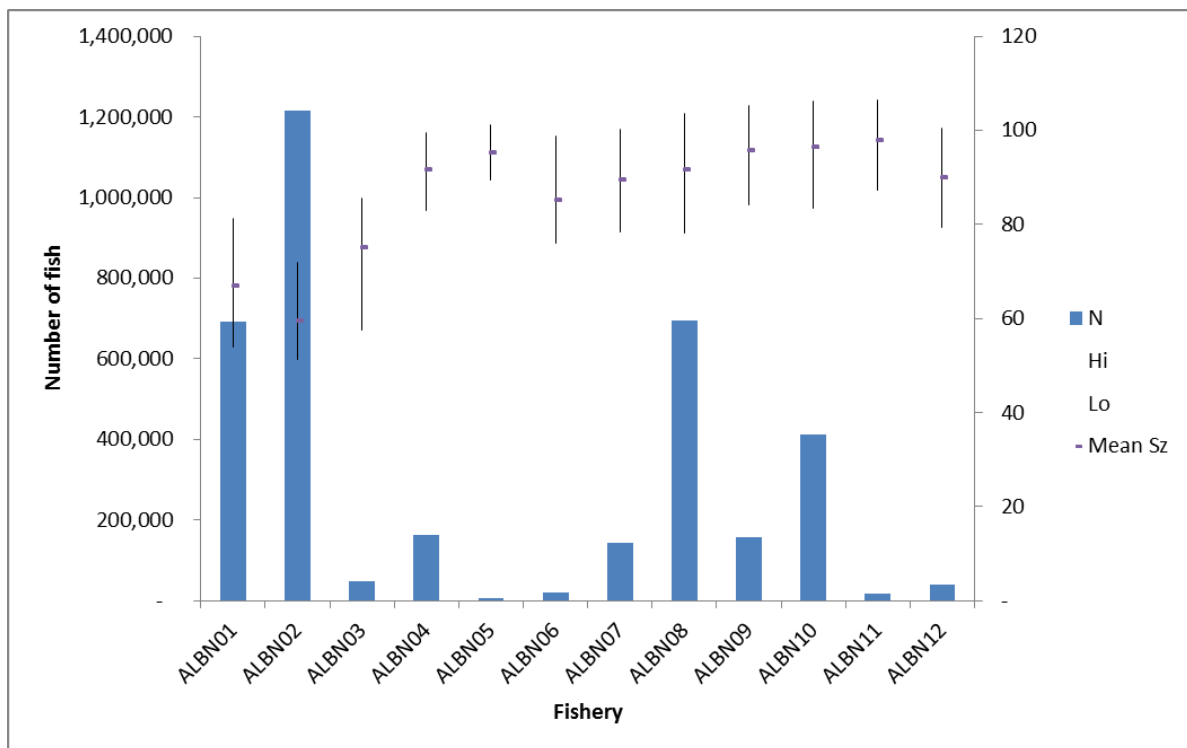


Figure 6. Before screening indicators of centrality and dispersion (means of number of fish, and size class bin percentiles: 10%, median, 90%) in size frequency series across years for each fishery.

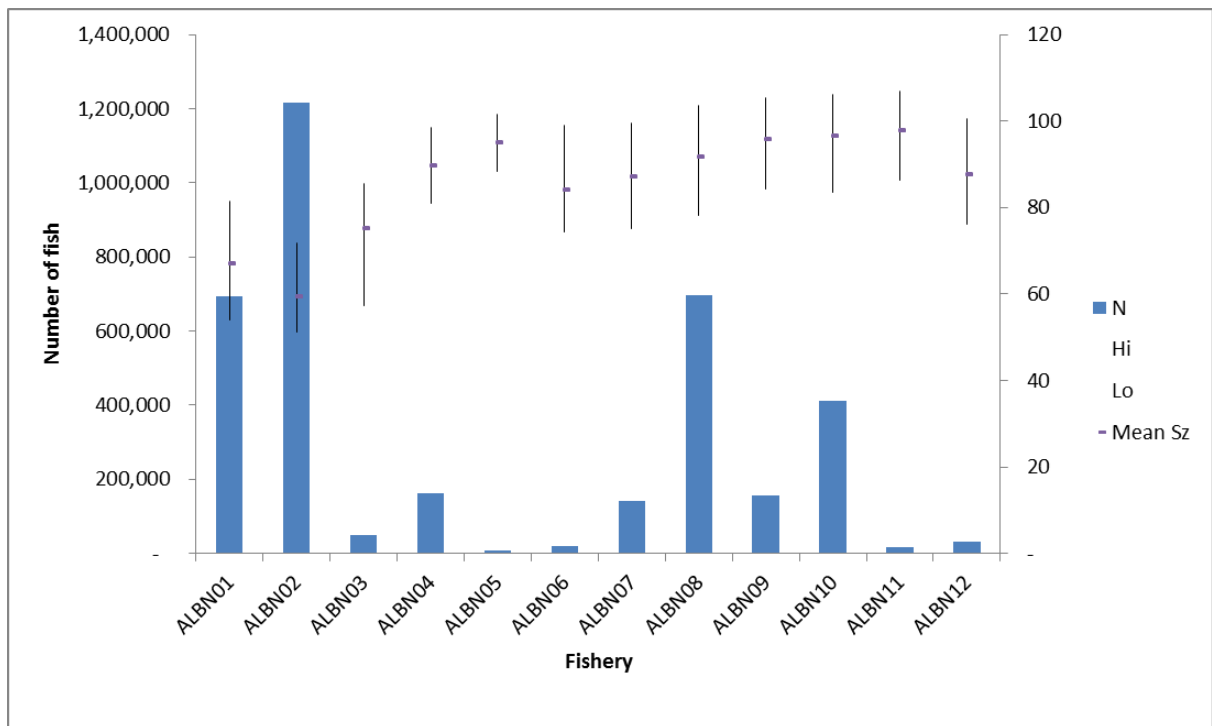


Figure 7. After screening indicators of centrality and dispersion (means of number of fish, and size class bin percentiles: 10%, median, 90%) in size frequency series across years for each fishery.

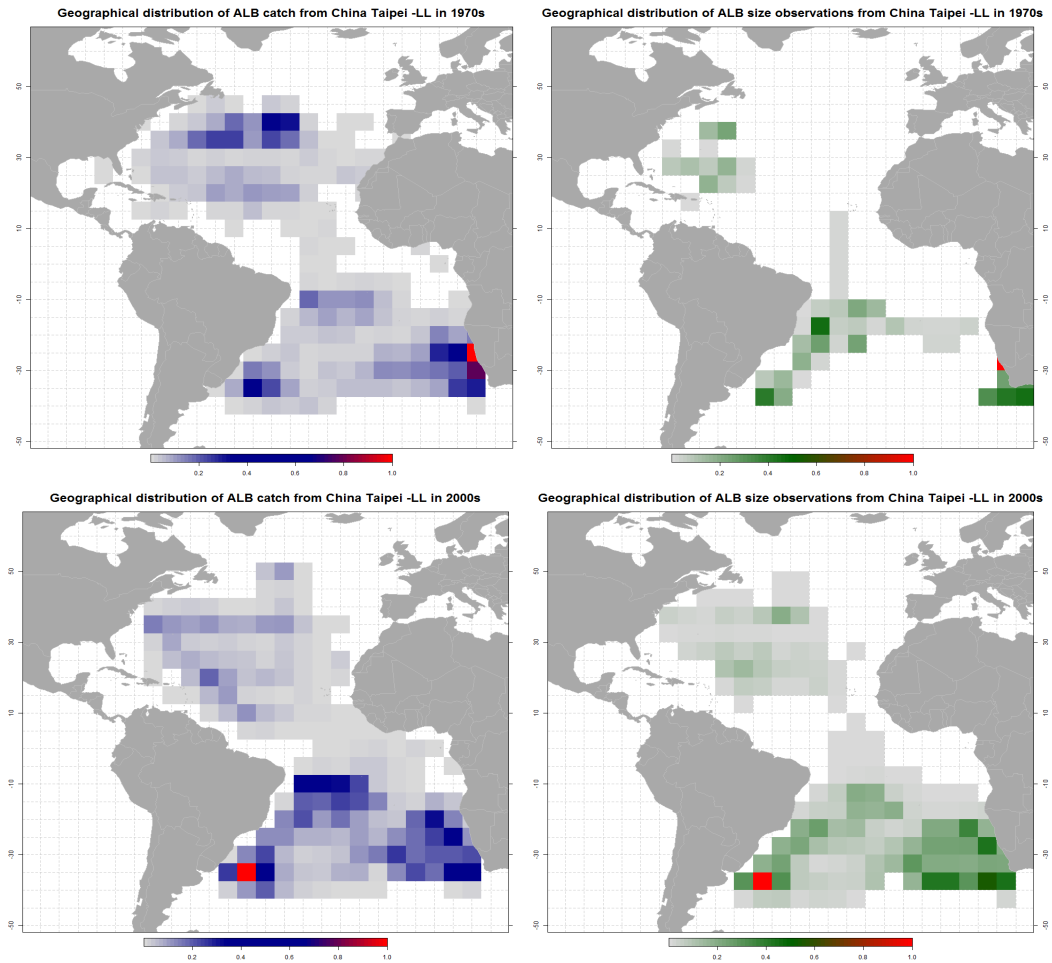


Figure 8. Catch and size observations distribution for the Chinese Taipei longline fleet in the 1970s and 2000s.

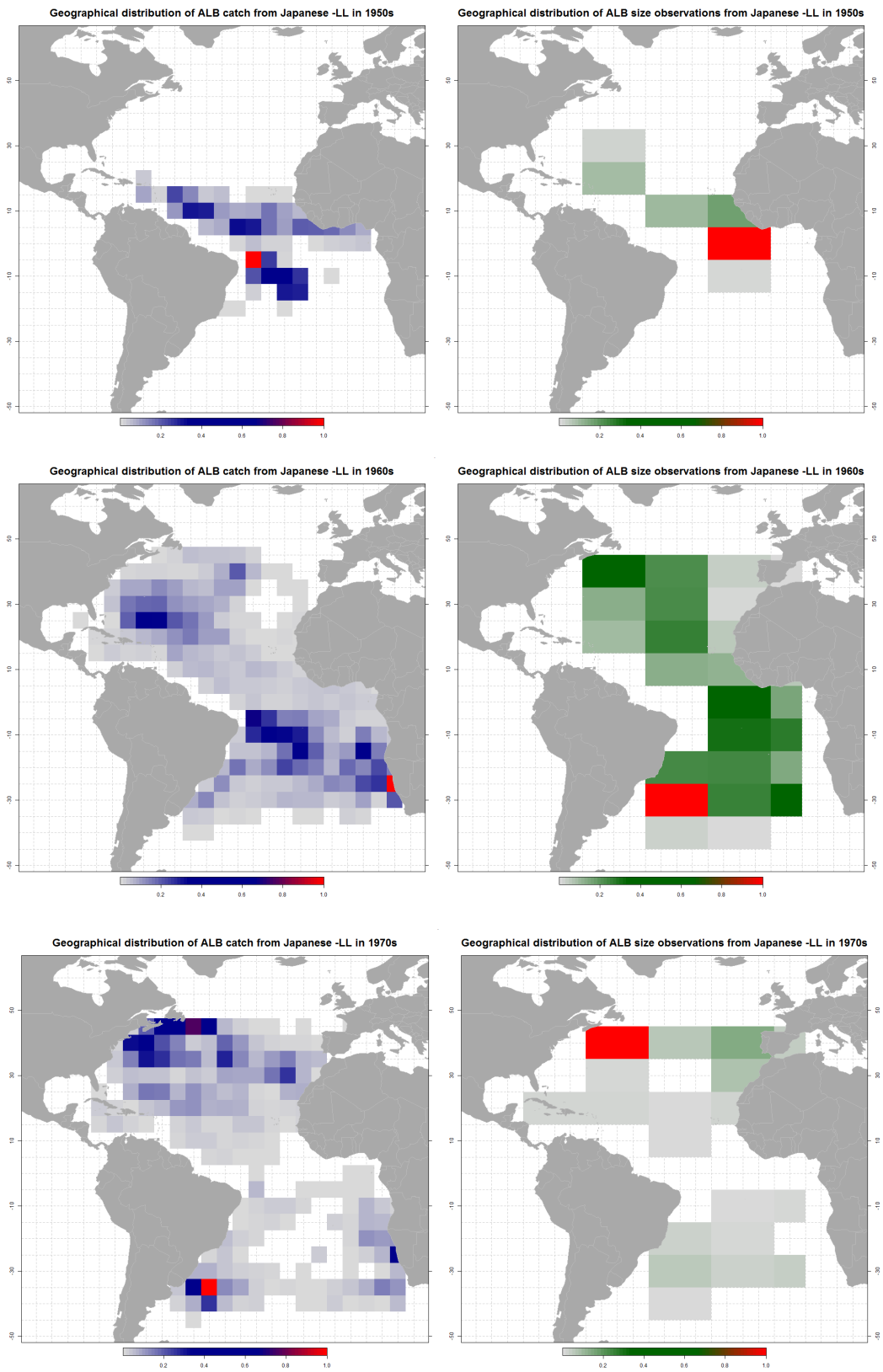


Figure 9. Catch and size observations distribution for the Japanese longline fleet in the 1950s, 1960s and 1970s.

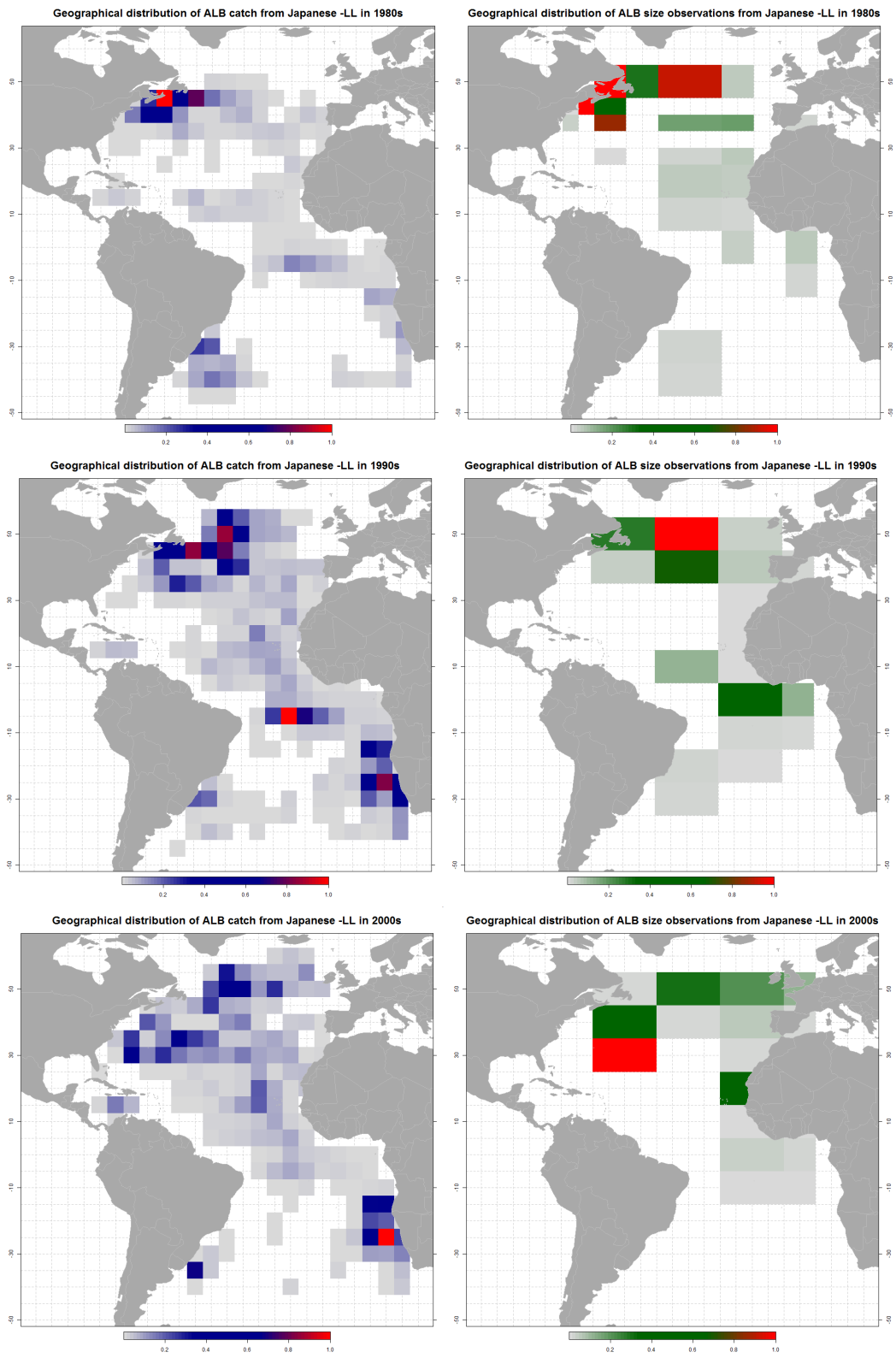


Figure 10. Catch and size observations distribution for the Japanese longline fleet in the 1980s, 1990s and 2000s.

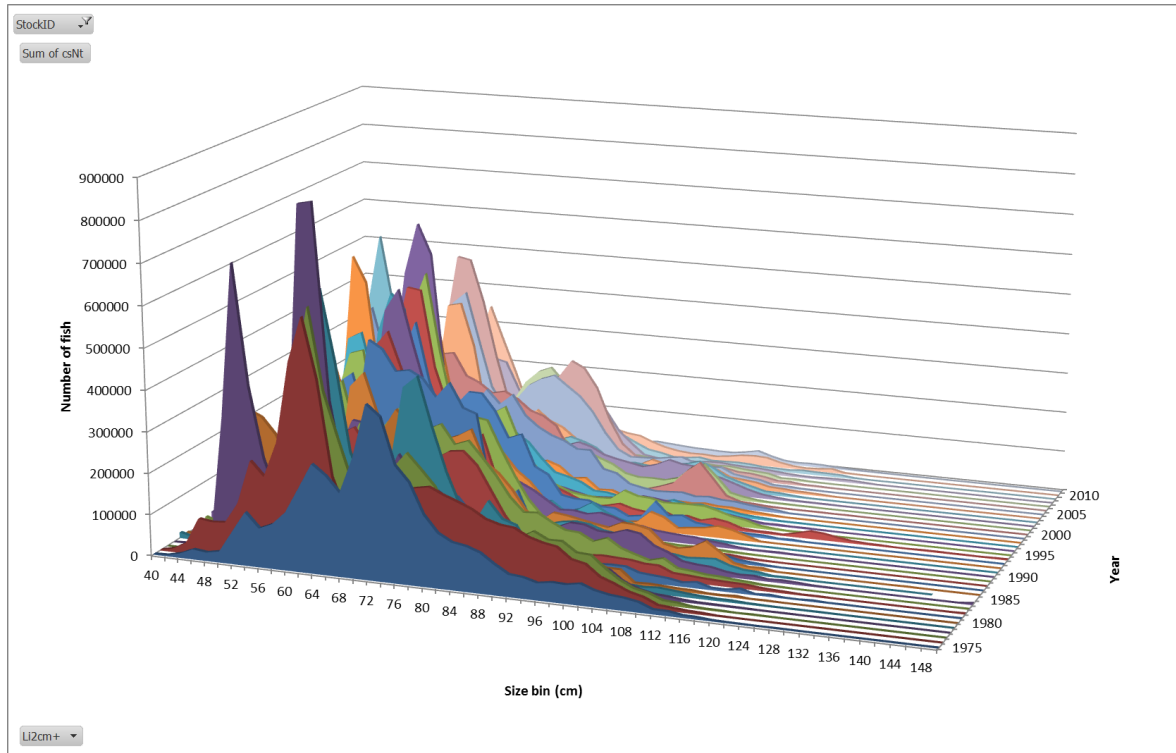


Figure 11. CAS (in 2cm lower limit classes) obtained for the northern ALB stock.

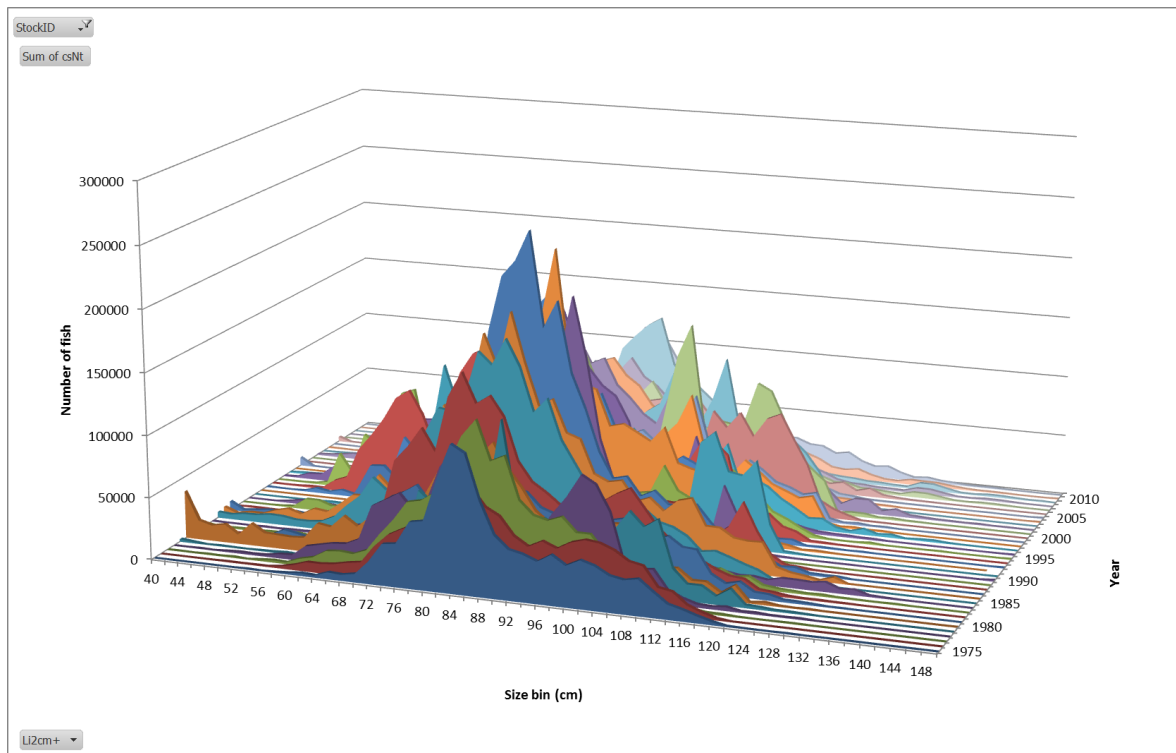


Figure 12. CAS (in 2cm lower limit classes) obtained for the southern ALB stock.

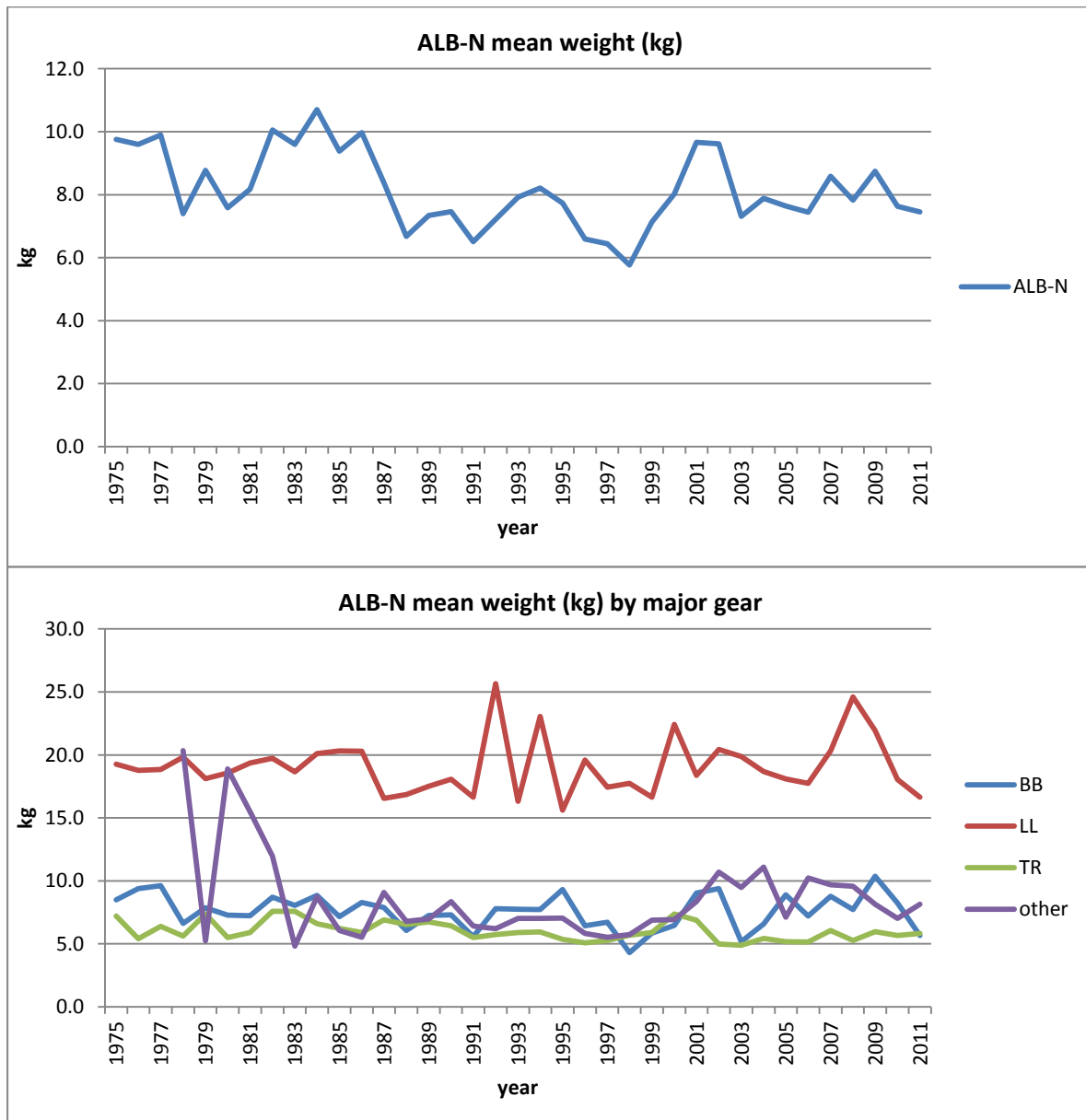


Figure 13. North Atlantic albacore mean weights (overall and by major gear) obtained from the CAS.

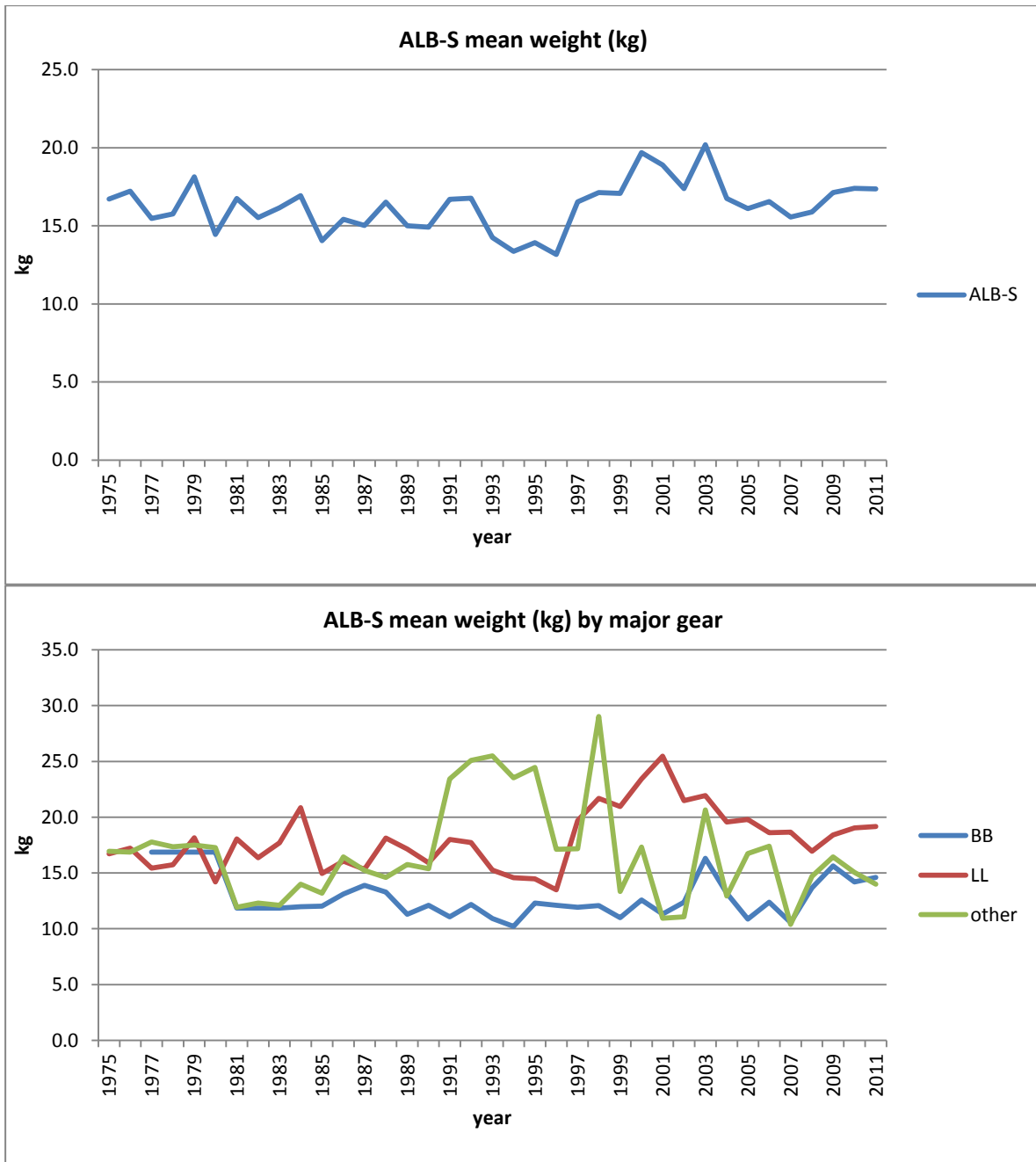


Figure 14. South Atlantic albacore mean weights (overall and by major gear) obtained from the CAS.

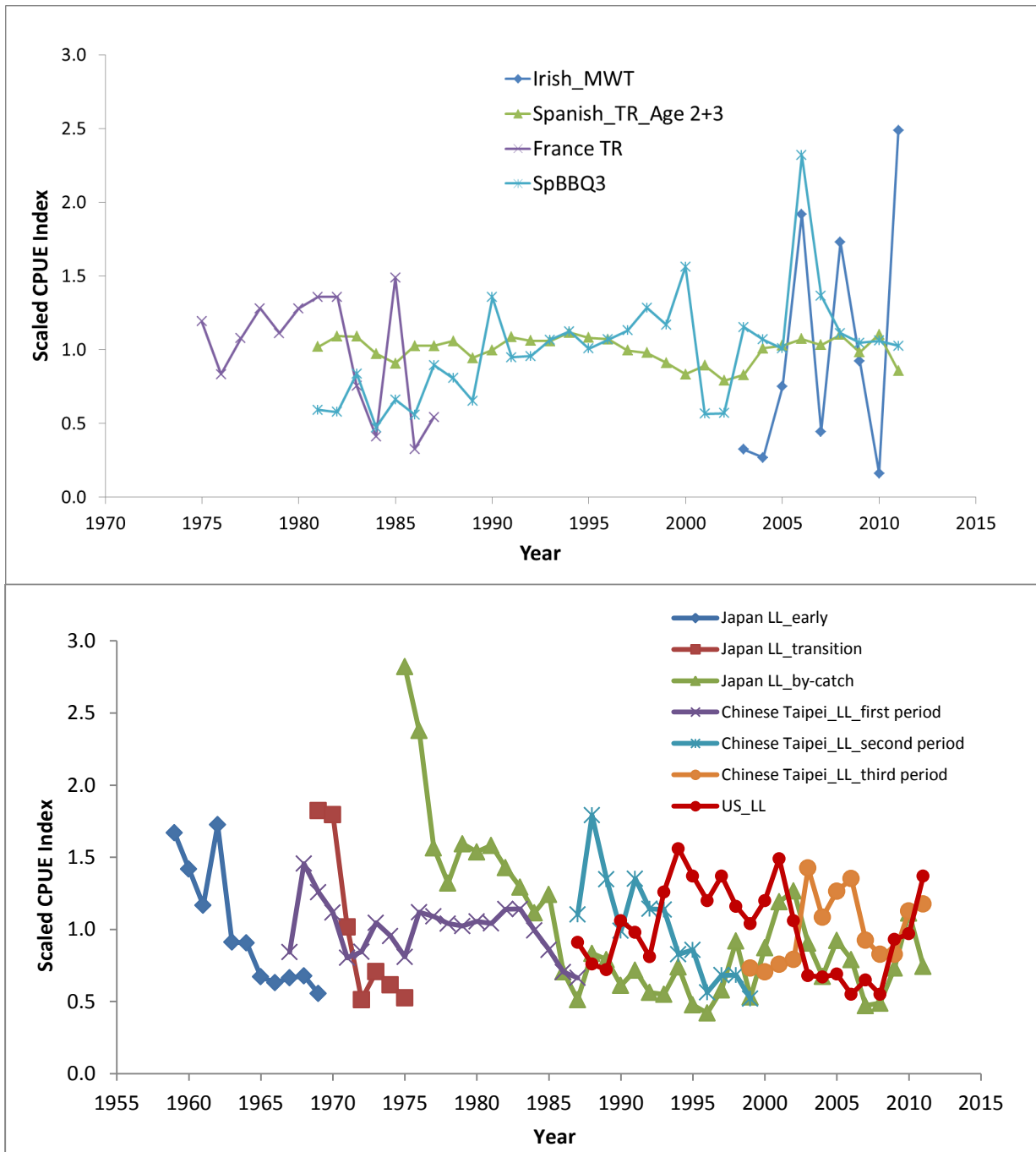


Figure 15 Standardized CPUE's for surface (upper panel) and longline (lower panel) fleets targeting North Atlantic albacore.

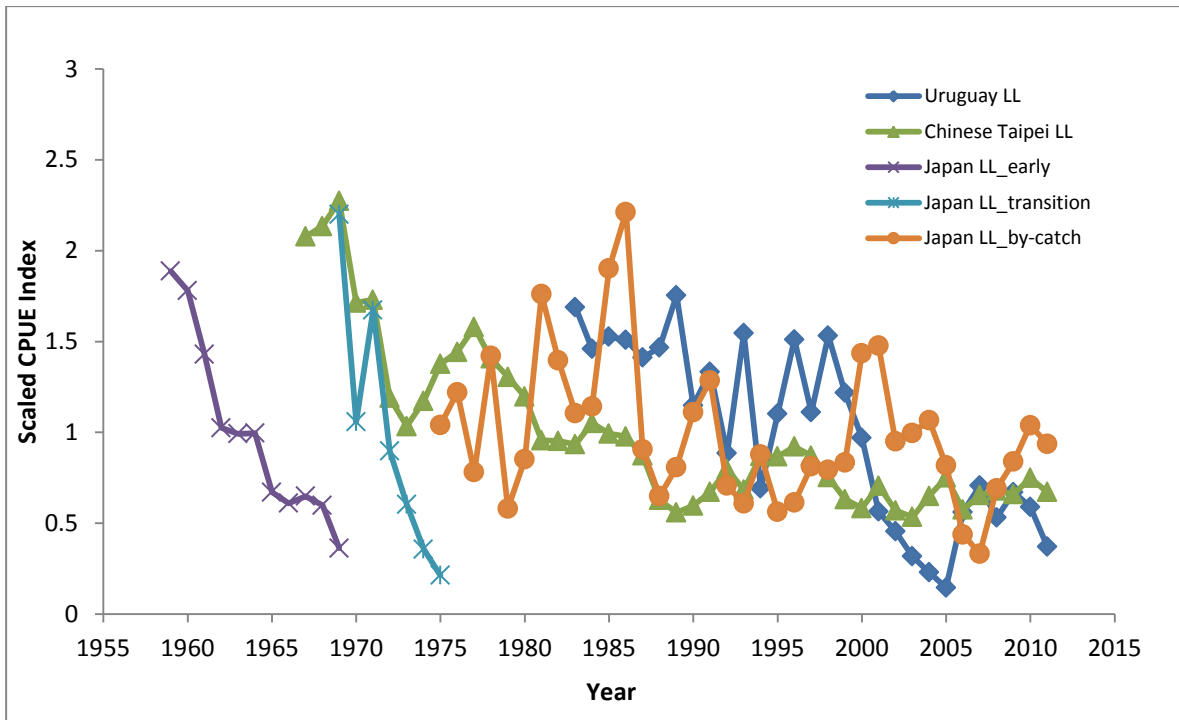
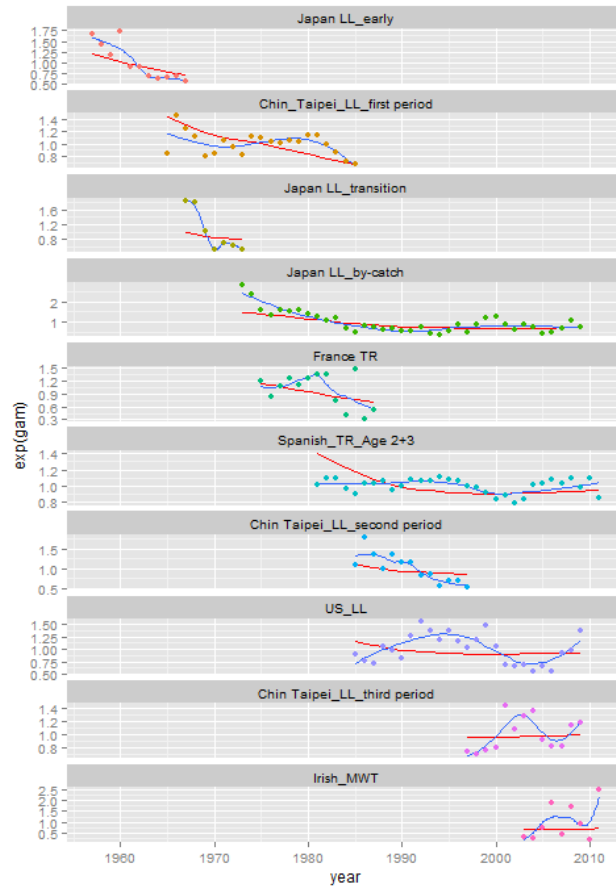
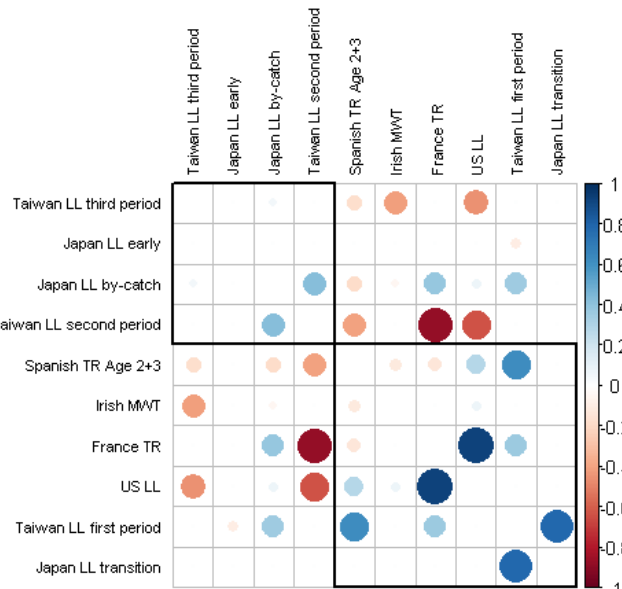


Figure 16. Standardized CPUE's for South Atlantic albacore.

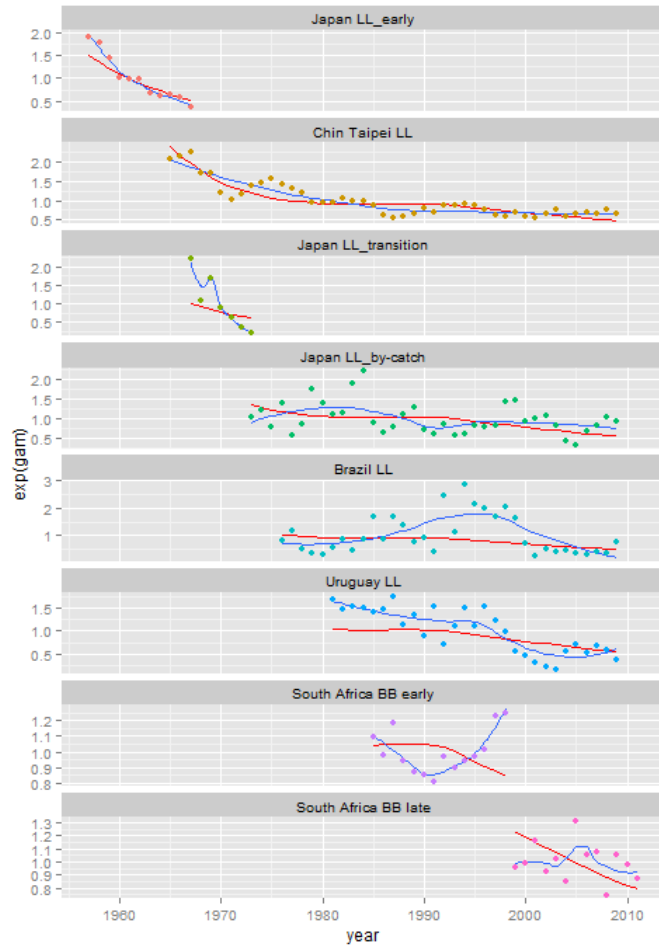


a)

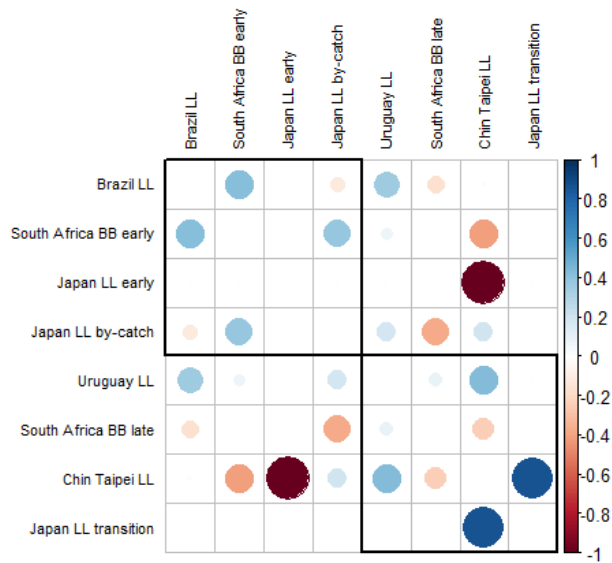


b)

Figure 17. Correlation plots for fleets fishing in the North Atlantic (a) shows individual fleet observations plotted against a GAM fitted to all series (red line) as well as a Loess smoother fitted to each individual series (blue line). (b) shows the individual correlation matrix between fleets. Longline fleets show a delay of 2 years to make them comparable with the surface fleets targeting smaller age classes.



a)



b)

Figure 18. Correlation plots for fleets fishing in the South Atlantic (a) shows individual fleet observations plotted against a GAM fitted to all series (red line) as well as a Loess smoother fitted to each individual series (blue line). (b) shows the individual correlation matrix between fleets. Longline fleets show a delay of 2 years to make them comparable with the surface fleets targeting smaller age classes.

AGENDA

1. Opening, adoption of agenda and meeting arrangements
2. Review of historical and new information on biology, including tagging
3. Review of fishery statistics
 - 3.1 Task I (catches)
 - 3.2 Task II catch/effort
 - 3.3 Size frequency data
4. Review of CAS and CAA
5. Review of available indices of relative abundance by fleet and estimation of combined indices
 - 5.1 North Atlantic
 - 5.2 South Atlantic
6. Identification of data inputs for the different assessment models and advice framework

NORTH:

 - MFCL
 - VPA2-box
 - SS3
 - Others

SOUTH:

 - ASPIC
 - BSP
 - Others
7. Limit Reference Points for albacore
8. Recommendations
9. Other matters
10. 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), Spain

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

CONTRACTING PARTIES**EUROPEAN UNION****Arrizabalaga**, Haritz

AZTI - Tecnalia /Itsas Ikerketa Saila, Herrera Kaia Portualde z/g, 20110 Pasaia Gipuzkoa, Spain

Tel: +34 94 657 40 00, Fax: +34 94 300 48 01, E-Mail: harri@azti.es

Cosgrove, Ronan

An Bord Iascaigh Mhara (BIM), New Docks Road, Co. Galway, Ireland

Tel: +3538768 37636, Fax: +353 91 568 569, E-Mail: cosgrove@bim.ie

Keatinge, Michael

BIM (The Irish Seafisheries Board), Crofton Road, Dun Laoghaire, Dublin, Ireland

Tel: +353 1 214 4230, Fax: +353 1 230 0564, E-Mail: keatinge@bim.ie

Merino, Gorka

AZTI - Tecnalia /Itsas Ikerketa Saila, Herrera Kaia Portualde z/g, 20110 Pasaia - Gipuzkoa, Spain

Tel: +34 94 657 4000, Fax: +34 94 300 4801, E-Mail: gmerino@azti.es

Ortiz de Urbina, Jose 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

Ortiz de Zárate Vidal, Victoria

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C.O. de Santander, Promontorio de San Martín s/n, 39012 Santander Cantabria, Spain

Tel: +34 942 291 716, Fax: +34 942 27 50 72, E-Mail: victoria.zarate@st.ieo.es

JAPAN**Kiyofuji**, Hidetada

National Research Institute of Far Seas Fisheries, Fisheries Research Agency (NRIFSF), 5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka-city Shizuoka, 424-8633

Tel: +81 54 336 6043, Fax: +81 54 335 9642, E-Mail: hkiyofuj@affrc.go.jp

Matsumoto, Takayuki

National Research Institute of Far Seas Fisheries, Fisheries Research Agency (NRIFSF), 5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka-city Shizuoka, 424-8633

Tel: +81 54 336 6000, Fax: +81 54 335 9642, E-Mail: matumot@affrc.go.jp

UNITED STATES**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, USA

Tel: +1 305 361 4568, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: michael.schirripa@noaa.gov

URUGUAY**Pons Barrios**, Maite

Dirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Sección y Recursos Pelágicos de Altura, Constituyente, 1497, 11200 Montevideo

Tel: +5982 400 4689, Fax: +5982 401 32 16, E-Mail: pons.maite@gmail.com

OBSERVERS FROM COOPERATING NON-CONTRACTING PARTIES, ENTITIES, FISHING ENTITIES

CHINESE TAIPEI

Yeh, Shean-Ya

Professor, Institute of Oceanography National Taiwan University, No. 1, Sec. 4, Roosevelt Road, 106 Taipei
Tel: +886 2 2363 7753, Fax: +886 2 2366 1197, E-Mail: sheanya@ntu.edu.tw

EXTERNAL REVIEWER

Langley, Adam Doak

Van Diemen St., New Zealand

Tel: +64 354 56306, Fax: +64 354 56306, E-Mail: adam_langley@xtra.co.nz

ICCAT SECRETARIAT

C/ Corazón de María, 8 - 6 Planta, 28002 Madrid, Spain
Tel: + 34 91 416 5600, Fax: +34 91 415 2612, E-Mail: info@iccat.int

Pallarés, Pilar
Kell, Laurie
Mauricio, Ortiz
Palma, Carlos
DeBruyn, Paul

LIST OF DOCUMENTS

- SCRS/2013/043 Update of standardized CPUE of albacore tuna, *Thunnus alalunga*, caught by Uruguayan longliners in the southwestern Atlantic Ocean (1983-2012). Pons, M.
- SCRS/2013/052 Standardized north East Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) CPUEs from the Spanish baitboat fleet by quarter, for the period 1981-2011. Ortiz de Zárate, V., Ortiz de Urbina, J.M. and B. Pérez, B.
- SCRS/2013/053 Standardized north East Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) CPUEs from the Spanish troll fleet by quarter, for the period 1981-2012. Ortiz de Zárate, V. and Ortiz de Urbina, J.M.
- SCRS/2013/054 Updated standardized age specific catch rates for albacore (*Thunnus alalunga*), from the Spanish troll fishery in the northeast Atlantic: 1981-2011. Ortiz de Zárate, V., Ortiz de Urbina, J.M. and B. Pérez B.
- SCRS/2013/055 Use of age-length keys to estimate catch-at-age of albacore (*Thunnus alalunga*) from the Spanish surface fishery in North East Atlantic, years 2009 to 2011. Victoria Ortiz de Zárate V., Quelle P., Ruiz M. and Pérez B.
- SCRS/2013/056 A preliminary stock assessment of the albacore tuna (*Thunnus alalunga*) stock in the northern Atlantic Ocean using a non-equilibrium production model. Merino, G., de Bruyn, P. and Kell, L.T.
- SCRS/2013/057 A preliminary stock assessment of the albacore tuna (*Thunnus alalunga*) stock in the southern Atlantic Ocean using a non-equilibrium production model. Merino, G., de Bruyn, P. and Kell, L.T.
- SCRS/2013/058 A preliminary stock assessment of the albacore tuna (*Thunnus alalunga*) stock in the northern Atlantic Ocean using Multifan-CL. Merino, G., de Bruyn, P. and Kell, L.T.
- SCRS/2013/060 Standardised catch rates of albacore tuna (*Thunnus alalunga*) from the Irish mid water paired trawl fleet 2003-2012. Cosgrove, R., Minto, C., Sheridan, M. and Officer, R.
- SCRS/2013/061 Standardized CPUE for North Atlantic albacore caught by the Japanese longline fishery. Kiyofuji, H.
- SCRS/2013/062 Review of Japanese longline fishery and its albacore catch in the Atlantic Ocean. Matsumoto, T.
- SCRS/2013/063 Standardized CPUE for South Atlantic albacore by the Japanese longline fishery. Matsumoto, T.
- SCRS/2013/064 Review and preliminary analyses of size frequency samples of North and South Atlantic albacore tuna (*Thunnus alalunga*). Ortiz, M.
- SCRS/2013/066 Standardized catch indices of albacore tuna, *Thunnus alalunga*, from the U.S. pelagic longline fishery. Lauretta, M.V., Orbesen, E.S., Schirripa, M., and Diaz, G.A.
- SCRS/2013/067 Preliminary estimations of non-retained catch of albacore, *Thunnus alalunga*, in the southwestern Atlantic Ocean. Domingo, A., Mas, F. and Forselledo, R.
- SCRS/2013/068 Standardized catch rates of albacore (*Thunnus alalunga*) caught by the Brazilian fleet (1978-2011). Hazin, H.G., Hazin, F.H.V. and Mourato, B.L.
- SCRS/2013/069 Standardization on northern Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) CPUE, dating from 1967 to 2012, based on Taiwanese longline catch and effort statistics. Chang, F., Tzeng, T. and Yeh, S.
- SCRS/2013/070 Standardized CPUE of South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) based on Taiwanese longline catch and effort statistics dating from 1967 to 2012. Chang, F. and Yeh, S.
- SCRS/2013/072 Standardization of the catch per unit effort for albacore (*Thunnus alalunga*) for the South African tuna-pole (baitboat) fleet for the time series 1999-2011. West, W.M., Winker, H. and Kerwath, S.E.

**Ageing algorithm based on the Kimura Chikuni mixture
of distributions analysis (Kimura and Chikuni, 1987) implemented with an R function from A. Murtua
(<http://albertomurta.wikispaces.com/file/detail/Kimura-Chikuni-1987.R>). R function.**

```
## Function to apply the method by Kimura and Chikuni (1987):
## Kimura, D.K. and Chikuni, S. (1987) Mixtures of empirical distributions:
## an iterative application of the age-length key. Biometrics. 43, 23-35.
## 'freq.mat' is a matrix with the number of fish in each length (row) and age (column) class.
## This matrix can be obtained by simple random sampling or length-stratified random sampling.
## 'length.vec1' and 'length.vec2' are vectors with the number of fish in each length-class in population 1
## and population 2, respectively.

iterativeALK <- function(freq.mat, length.vec1, length.vec2, stop.value=0.001){
  if(length(length.vec1) != length(length.vec2) || length(length.vec2) != nrow(freq.mat) ||
    any(c(length.vec1, length.vec2, apply(freq.mat, 1, sum)) <= 0)){
    stop("The number of length-classes must be the same in all data sets and all length-classes must have
      been sampled.")
  }
  nij1.temp <- length.vec1 * freq.mat/apply(freq.mat, 1, sum)
  denom <- apply(nij1.temp, 2, sum)
  denom[denom==0] <- 1
  ialk.temp <- sweep(nij1.temp, 2, denom, "/")
  pj2.temp <- rep(1/ncol(freq.mat), ncol(freq.mat))
  criterion <- 10
  iterations <- 0
  while(criterion > stop.value){
    iterations <- iterations + 1
    pj2.temp.old <- pj2.temp
    denom <- apply(sweep(ialk.temp, 2, pj2.temp, "*"), 1, sum)
    denom[denom==0] <- 1
    alk.temp <- sweep(ialk.temp, 2, pj2.temp, "*/denom")
    nij2.temp <- length.vec2 * alk.temp
    pj2.temp <- apply(nij2.temp, 2, sum)/sum(nij2.temp)
    criterion <- sum(abs(pj2.temp - pj2.temp.old))
  }
  output <- list("Number of fish in each length and age-class in population 2" = nij2.temp,
    "Number of iterations to convergence" = iterations)
  return(output)
}
```

Example of R script:

```
CAAyr <- matrix(NA,nrow=1,ncol=dim(proSzAge)[2])
# Use the function for year version Remember to test the use of the positive cte 0.01 for empty
for (i in 1:dim(CASyr2)[2]) {
  IALK_N <- as.matrix(iterativeALK(freq.mat=proSzAge, length.vec1=CASyr2[,i], length.vec2=CASyr2[,i],
stop.value=0.00001)[[1]])
  tmp <- apply(IALK_N,2,sum)
  if (i == 1) { CAAyr <- tmp
  } else {
    CAAyr <- rbind(CAAyr,tmp)
  }
}
# check total number in CAS vr CAA
sum(CASyr)
sum(CAAyr)
```


2011 EU.ESP-ES-CANARY	BB	ATN	L	330	1.1097	2010 EU.ESP-ES-CANARY	BB	ATN	298	16833	59-116	92	18mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.ESP-ES-CANT_ALB	BB	ATN	L	4346	0.9545	2011 EU.ESP-ES-CANT_ALB	BB	ATN	4553	957798	42-123	60	5mm	<99%	raise
2011 EU.ESP-ES-CANT_ALB	TROL	ATN	L	3564	1.0291	2011 EU.ESP-ES-CANT_ALB	TROL	ATN	3463	594887	39-120	64	6mm	<99%	raise
2011 EU.ESP-ES-SWO	LLHB	ATN	L	117	138.06	2011 EU.PRT-PT-MAINLND	LLHB	ATN	1	29	50-129	108	29mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.FRA	GILL	ATN	L	10	0.587	2011 EU.FRA	MWTD	ATN	12	1291	48-110	74	9mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.FRA	HAND	ATN	L	12	1.9346	2010 EU.FRA	HAND	ATN	6	946	46-101	64	6mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.FRA	LL	ATN	L	30	1.587	2009 EU.FRA-FR	LL-B	ATN	18	1752	48-118	75	10mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.FRA	TN	ATN	L	262	2.324	2011 EU.FRA	MWTD	ATN	12	1291	48-110	74	9mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.FRA	TROL	ATN	L	100	0.8329	2011 EU.FRA	MWTD	ATN	12	1291	48-110	74	9mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.FRA	MWT	ATN	L	907	6.813	2011 EU.FRA	MWTD	ATN	12	1291	48-110	74	9mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.FRA	MWTD	ATN	L	3113	265.22	2011 EU.FRA	MWTD	ATN	12	1291	48-110	74	9mm	<99%	raise
2011 EU.FRA	TRAW	ATN	L	463	9.471	2011 EU.FRA	MWTD	ATN	12	1291	48-110	74	9mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.FRA	UNCL	ATN	L	484	1.105	2011 EU.FRA	MWTD	ATN	12	1291	48-110	74	9mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.FRA-FR-ETRO	PS	ATN	L	1	1.0001	2011 EU.FRA-FR-ETRO	PS	ATN	3	115	92-123	108	28mm	OK(t1=cs)	none
2011 EU.IRL	TROL	ATN	L	20	0.0007	2011 EU.IRL	MWTD	ATN	2999	421941	49-89	69	7mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.IRL	MWTD	ATN	L	3595	1.1987	2011 EU.IRL	MWTD	ATN	2999	421941	49-89	69	7mm	<99%	raise
2011 EU.NLD	TRAW	ATN	L	60	0.019	2011 EU.IRL	MWTD	ATN	2999	421941	49-89	69	7mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.PRT-PT-AZORES	BB	ATN	L	7600	0.8539	2011 EU.PRT-PT-AZORES	BB	ATN	891	43877	49-127	96	20mm	<99%	raise
2011 EU.PRT-PT-MADEIRA	BB	ATN	L	940	1.057	2011 EU.PRT-PT-AZORES	BB	ATN	891	43877	49-127	96	20mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.PRT-PT-MADEIRA	LL	ATN	L	33	2.2509	2011 EU.PRT-PT-MAINLND	LLHB	ATN	1	29	50-129	108	29mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.PRT-PT-MAINLND	LLHB	ATN	L	84	99.049	2011 EU.PRT-PT-MAINLND	LLHB	ATN	1	29	50-129	108	29mm	<99%	raise
2011 EU.PRT-PT-MAINLND	SURF	ATN	L	104	122.2	2011 EU.PRT-PT-MAINLND	LLHB	ATN	1	29	50-129	108	29mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.UK	HAND	ATN	L	330	0.1111	2011 EU.IRL	MWTD	ATN	2999	421941	49-89	69	7mm	no sz/cs	sub-raise
2011 EU.UK	LL	ATN	L	24	0.008	2011 EU.IRL	MWTD	ATN	2999	421941	49-89	69	7mm	no sz/cs	sub-raise
2011 GRD	LL	ATN	L	180	0.287	2011 TAI	LL	ATN	619	24290	79-140	105	25mm	no sz/cs	sub-raise
2011 JPN	LLHB	ATN	L	494	1.0993	2011 JPN	LLHB	ATN	450	19245	62-127	101	23qq	<99%	raise
2011 KOR	LL	ATN	L	600	0.965	2011 TAI	LL	ATN	619	24290	79-140	105	25mm	no sz/cs	sub-raise
2011 PAN	LL	ATN	L	1030	1.657	2011 TAI	LL	ATN	619	24290	79-140	105	25mm	no sz/cs	sub-raise
2011 VCT	LLFB	ATN	L	3297	5.301	2011 VCT	LLFB	ATN	44	2980	50-139	86	15qq	<99%	raise
2011 TTO-TTO-TRINID	LLHB	ATN	L	170	0.274	2011 TAI	LL	ATN	619	24290	79-140	105	25mm	no sz/cs	sub-raise
2011 USA-Com	HAND	ATN	L	1	1.2506	2011 USA-Com	HAND	ATN	0.60	48	82-98	83	13mm	<99%	raise
2011 USA-Com	LL	ATN	L	268	1.2472	2011 USA-Com	LL	ATN	214.61	12748	62-111	91	17mm	<99%	raise
2011 USA-Com	TRAW	ATN	L	2	1.247	2011 USA-Com	TRAW	ATN	1.63	128	72-103	83	13mm	<99%	raise
2011 USA-Com	UNCL	ATN	L	81	2.469	2011 USA-Com	UNCL	ATN	6.29	495	72-103	83	13mm	<99%	raise
2011 USA-Rec	RR	ATN	L	171	1.1487	2011 USA-Rec	RR	ATN	148	8483	84-110	93	18mm	<99%	raise
2011 UK.BMU	RR	ATN	L	10	0.036	2011 USA-Rec	RR	ATN	148	8483	84-110	93	18mm	no sz/cs	sub-raise
2011 VUT	LL	ATN	L	1962	4.923	2011 VUT	LL	ATN	79	5640	76-107	86	14qq	<99%	raise
2011 VEN	LL	ATN	L	247	2709.2	2010 VEN	PS	ATN	0	19	54-66	61	5qq	no sz/cs	sub-raise

2010ZAF	LLSWO	ATS	L	76	1.6689	2010ZAF	LLSWO	ATS	46	1154	35-969	94	40mm	<99%	raise
2010ZAF-JPN	LLJAP	ATS	L	7	0.2463	2010ZAF-JPN	LLJAP	ATS	27	1487	35-157	93	18mm	<99%	raise
2010VCT	LLFB	ATS	L	31	0.0104	2010TAI	LL	ATS	2952	148558	45-151	95	20mm	no sz/cs	sub-raise
2010UK.SHN	RR	ATS	L	3	2.6787	2011UK.SHN	RR	ATS	1	41	93-114	103	24mm	no sz/cs	sub-raise
2010URY	LLHB	ATS	L	24	4.6961	2010URY	LLHB	ATS	5	297	65-124	92	17qq	<99%	raise
2010VUT	LL	ATS	L	104	0.0354	2010TAI	LL	ATS	2952	148558	45-151	95	20mm	no sz/cs	sub-raise
2011ARG	PS	ATS	L	43.186	6.1711	2011URY	LL	ATS	7	437	55-139	90	16mm	no sz/cs	sub-raise
2011BLZ-GHA	PS	ATS	L	30	7.4997	2011CUW-CW-ETRO	PS	ATS	4	151	96-115	107	27mm	no sz/cs	sub-raise
2011BLZ-TTO	LL	ATS	L	252	6.3921	2011BLZ-TTO	LL	ATS	39	3172	63-135	83	12mm	<99%	raise
2011BLZ-URY	LL	ATS	L	3	3.2936	2011BLZ-URY	LL	ATS	1	50	75-145	95	20mm	<99%	raise
2011BLZ-ZAF	LL	ATS	L	80	1.5646	2011BLZ-ZAF	LL	ATS	51	1751	60-118	110	29mm	<99%	raise
2011BRA-BRA-BELEM	LL	ATS	L	27	1.3936	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-ITAIPAVA	UNCL	ATS	L	5	0.2361	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-ITAJAI	BB	ATS	L	58	85.752	2007BRA-BRA-ITAJAI	BB	ATS	1	41	84-97	92	16mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-ITAJAI	GILL	ATS	L	41	2.1387	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-ITAJAI	HAND	ATS	L	1	0.0265	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-ITAJAI	LL	ATS	L	22	1.1446	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-ITAJAI	PS	ATS	L	20	0.0881	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-NATAL	LL	ATS	L	12	0.6275	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-RECIFE	LL	ATS	L	22	1.1246	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-RGRANDE	LL	ATS	L	44	2.288	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-RJANERO	BB	ATS	L	140	206.46	2007BRA-BRA-ITAJAI	BB	ATS	1	41	84-97	92	16mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-RJANERO	HAND	ATS	L	103	5.3451	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-BRA-RJANERO	LL	ATS	L	3	0.1558	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	no sz/cs	sub-raise
2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	L	92	4.7504	2011BRA-ESP-NATAL	LL	ATS	19	583	72-211	113	33mm	<99%	raise
2011BRA-JPN	LL	ATS	L	699	3.7073	2011BRA-JPN-NATAL	LL	ATS	188	7378	14-279	105	26mm	<99%	raise
2011CHN	LL	ATS	L	80	4.1213	2011CHN	LL	ATS	19	1239	72-127	90	16mm	<99%	raise
2011TAI	LLFB	ATS	L	13032	3.3931	2011TAI	LL	ATS	3841	192171	32-150	95	20mm	<99%	raise
2011CIV-CIV-KOREA	LL	ATS	L	45.351	0.0118	2011TAI	LL	ATS	3841	192171	32-150	95	20mm	no sz/cs	sub-raise
2011CUW-CW-ETRO	PS	ATS	L	4	1	2011CUW-CW-ETRO	PS	ATS	4	151	96-115	107	27mm	OK(t1=cs)	none
2011EU.ESP-ES-ETRO	PS	ATS	L	64	1.0069	2011EU.ESP-ES-ETRO	PS	ATS	64	2252	92-123	109	28mm	OK(t1=cs)	none
2011EU.ESP-ES-SWO	LLHB	ATS	L	250	91.978	2011EU.PRT-PT-MAINLND	LLHB	ATS	3	133	65-119	95	20mm	no sz/cs	sub-raise
2011EU.FRA-FR-ETRO	PS	ATS	L	50	1.0001	2011EU.FRA-FR-ETRO	PS	ATS	50	1792	88-125	109	28mm	OK(t1=cs)	none
2011EU.PRT-PT-MAINLND	LLHB	ATS	L	44	16.239	2011EU.PRT-PT-MAINLND	LLHB	ATS	3	133	65-119	95	20mm	<99%	raise
2011JPN	LLHB	ATS	L	1194	1.091	2011JPN	LLHB	ATS	1094	93049	68-119	82	12qq	<99%	raise
2011KOR	LL	ATS	L	70	0.0183	2011TAI	LL	ATS	3841	192171	32-150	95	20mm	no sz/cs	sub-raise
2011NAM	BB	ATS	L	3711	24.371	2011NAM	BB	ATS	152	9223	29-148	91	17mm	<99%	raise
2011NAM	LL	ATS	L	80	572.83	2011NAM	LL	ATS	0	4115	118	117	35mm	<99%	raise
2011PHL-PHL-MANILA	LL	ATS	L	96	0.025	2011TAI	LL	ATS	3841	192171	32-150	95	20mm	no sz/cs	sub-raise
2011ZAF	BB	ATS	L	2029	168.4	2011ZAF	BB	ATS	12	1008	58-108	82	12mm	no sz/cs	sub-raise
2011ZAF	RR	ATS	L	1268	105.27	2011ZAF	BB	ATS	12	1008	58-108	82	12mm	<99%	raise
2011ZAF	LLSWO	ATS	L	81	1.7725	2010ZAF	LLSWO	ATS	46	1154	35-969	94	40mm	no sz/cs	sub-raise
2011ZAF-JPN	LLJAP	ATS	L	1	0.3254	2011ZAF-JPN	LLJAP	ATS	3	147	64-116	93	18mm	<99%	raise
2011VCT	LLFB	ATS	L	94	0.0245	2011TAI	LL	ATS	3841	192171	32-150	95	20mm	no sz/cs	sub-raise
2011UK.SHN	RR	ATS	L	120	123.54	2011UK.SHN	RR	ATS	1	41	93-114	103	24mm	<99%	raise
2011URY	LL	ATS	L	37	5.2579	2011URY	LL	ATS	7	437	55-139	90	16mm	<99%	raise
2011VUT	LL	ATS	L	85	12.07	2011VUT	LL	ATS	7	490	20-124	87	14qq	<99%	raise

REPORT OF THE 2013 ICCAT NORTH AND SOUTH ATLANTIC ALBACORE STOCK ASSESSMENT MEETING

(Sukarrieta, Spain - June 17 to 24, 2013)

SUMMARY

Atlantic Albacore Stock Assessment Session The meeting was held in Sukarrieta, Spain, 17-24 June 2013. During the meeting the North and South Atlantic albacore stocks were assessed. Likewise, a provisional reference value range for establishing HCR, which the Commission is carrying out, was established.

RÉSUMÉ

La Session d'évaluation des stocks de germon de l'Atlantique La réunion a eu lieu à Sukarrieta (Espagne) du 17 au 24 juin 2013. Pendant la réunion, les stocks de germon de l'Atlantique Nord et Sud ont été évalués. De plus, une gamme de valeurs provisoires de référence a été établie en appui au processus de définition de HCR que la Commission réalise actuellement.

RESUMEN

La Sesión de evaluación de los stocks de atún blanco del Atlántico La reunión se celebró en Sukarrieta, España, del 17 al 24 de junio de 2013. Durante la reunión se evaluaron los stocks de atún blanco del norte y sur del Atlántico. Igualmente se estableció un rango de valores provisionales de referencia en apoyo del proceso de establecimiento de HCR que la Comisión está llevando a cabo.

1. Opening, adoption of agenda and meeting arrangements

The meeting was held at AZTI-Tecnalia in Sukarrieta, Spain June 17 to 24, 2013. Dr. Pilar Pallarés, on behalf of the ICCAT Executive Secretary, thanked AZTI for hosting the meeting and providing all logistical arrangements.

Dr. Haritz Arrizabalaga (EC-Spain), the Albacore Species Group Rapporteur, chaired the meeting. Dr. Arrizabalaga welcomed meeting participants ("the Group") and proceeded to review the Agenda which was adopted with some changes (**Appendix 1**).

The List of Participants is included in **Appendix 2**. The List of Documents presented at the meeting is attached as **Appendix 3**. The following participants served as Rapporteurs:

P. Pallarés	Items 1 and 7
G. Diaz, H. Arrizabalaga	Item 2
G. Scott	Item 3
P. de Bruyn, M. Schripa, G. Merino, M. Lauretta	Item 4.1
E. Babcock, T. Matsumoto	Item 4.2
L. Kell, G. Merino	Item 5
H. Arrizabalaga, G. Scott, M. Keatinge	Item 6
H. Arrizabalaga	Item 7

2. Summary of available data for assessment

The data available for the albacore stock assessment meeting is summarized in the Report of the 2013 ICCAT North and South Atlantic Albacore Data Preparatory Meeting (SCRS/2013/013). The Group reviewed new information that was made available after the data preparatory meeting held in Madrid April 22-26, 2013.

2.1 Biology

Document SCRS/2013/113 characterized the oceanographic conditions in the albacore distribution area within the northeast Atlantic Ocean, and attempted to identify the environmental conditions that cause inter-annual fluctuations in the catches of this species. The analysis focused on those years when catches by the Basque fleet

were low (i.e., 2000, 2001 and 2009, 2010) compared to other more favorable years (i.e., 2005, 2006). The study presented some preliminary results on the potential importance of the Gulf Stream index for albacore survival and recruitment, and it highlighted the relevance of parameters such as SST, meso-scale structures, and stratification of the water column in the albacore catchability.

The Group discussed the need to put the albacore CPUE from the Bay of Biscay into context given the information provided in the document. It was discussed by the Group that the document shows a series of correlations between oceanographic features and albacore catches by the Basque fleet, but the document did not provide any hypotheses to explain most of the results. However, the Group found the negative correlation between the depth of the mix layer and albacore catchability to be useful information that could be taken into consideration when interpreting CPUEs. It was suggested that the authors explore availability of historical time-series data on mixed layer depth for possible use in standardizing CPUE.

Document SCRS/2013/103 presented preliminary results of a reproductive study of albacore in the southwestern Atlantic Ocean. A total of 14 specimens were analyzed: 10 males and 4 females. The reproductive organs (ovaries and testes) were collected and preserved in 10% formaldehyde. Histological cuts between 8 and 10 μm thick were made with a microtome and dyed with Mayer Haematoxylin and Eosin. In all the male gonads, dark acidophil zones evidencing the accumulation of genetic material (DNA) was observed, indicating that males were in spawning condition. In females, however, only oogonias and oocytes in stages I (immature) and II (resting) were observed, indicating that all females analyzed were mature, but inactive. The result from the analysis of female gonads is consistent with the hypothesis that spawning occurs at lower latitudes. The Group encouraged the authors to expand the study by increasing the sample size.

Document SCRS/2013/126 presented the results of a bibliographical review on the identification of albacore populations among and within oceanic regions (Atlantic, Pacific, and Indian Oceans, and Mediterranean Sea). This document is the first step on a global review of albacore using an international aquatic database (ASFA). The document reviewed 367 publications, mainly composed of articles (64%) but also included the revision of conference papers, proceedings and reports (24%), and books (12%). The authors concluded that, due to the divergence of the results, the concept of stock and its delimitation remains a controversial issue. The authors indicated that there is an urgent need in most regions of the world for further albacore studies to review and improve the current management units used by Regional Fishery Management Organizations.

Considering management used for albacore in the Atlantic, the Group discussed the possibility that immature albacore found in South African Atlantic waters are migrants from the Indian Ocean and, therefore, be part of that ocean's stock. The Group recognized that at present there is no quantitative information available to inform the assessment models on this issue. Therefore, any attempts to include this type of information in an assessment should be made as 'what if' scenarios to examine sensitivity of assessments to this hypothesis. The Group also discussed the potential migration of albacore from South African waters to South American waters. It was indicated that the seasonal changes in the areas of operation of the Chinese-Taipei longline fleet in the South Atlantic might be in response of this hypothesized albacore migration.

2.2 Catch, effort, size, and catch-at-age (CAA)

Document SCRS/2013/122 presented the albacore CAA prepared by the Secretariat for use in virtual population analysis (VPA). The document described the procedure used to estimate the CAA from catch-at-size, the changes made to the aging algorithm used in the 2009 stock assessment, and the differences between the CAA generated for the 2009 and the current 2013 assessments. The document described that the total number of fish estimated by the CAA was the same between the 2 assessments (2009 and 2013). However, differences were found in the number of fish at age. The author explained that these differences can be mostly, but not completely, explained by 2 main factors: (1) a change in the value of epsilon (controlling the number of iterations) used in the aging protocol, and (2) changes in the definition of the quarter (since fish are assumed to be born on April 1, the quarter April-June was defined as quarter 1). However, the author also indicated that the change in the definition of quarter can be handled with the Mean-Length-at-Age (MLAA) and it recommended that the following steps be taken:

- a) Continue to use the MLAA as originally developed.
- b) Use the calendar quarter and inform the VPA model that the month of birth for N-ALB is 4.
- c) In all cases input the CAA, Catch, WAA, PCAA, maturity, etc. in calendar year Jan-Dec.

The estimated CAA is presented in **Table 1**, **Figure 1** and **Figure 2**. The MLAA are shown in **Table 2**.

2.3 Relative abundance estimates

In the data preparatory meeting, an update of the Spanish troll CPUE series was presented (SCRS/2013/053), which covered the period 1981-2011. In the process of building input files for Multifan (MFCL) analysis, this recent CPUE series was merged to two previous troll series, namely a standardized French troll CPUE series (1967-1986) and a nominal CPUE series between 1931 and 1975 (Bard 1977), to build a composite CPUE series that allowed estimating effort for Fishery 2 between 1930 and 2011. The methodology used to produce this composite series is described in Anon. (2010). In this case, a GLM controlling for source of data (fishery), quarter, and year was used to merge the three different sources to a common scale for use in MFCL analyses. In the case of assessment models using annual time scales for fitting, the GLM applied controlled for year and source of information. **Figures 3 and 4** show the resulting patterns.

The Group discussed the CPUE series corresponding to the Uruguayan pelagic longline fleet that was presented in the data Preparatory Meeting (SCRS/2013/043). After considering the changes on the target species of this fleet over time, the Group agreed to split this series into two time periods: 1982-1991 when the fleet was targeting bigeye tuna, and 1992-2012 when the target of this fleet was SWO.

During the data preparatory meeting, the Group screened the available CPUE series and decided not to use some of them as input in the stock assessment models (e.g., the transition periods for Japan and Chinese Taipei, as well as South African baitboat and Brazilian longline, see Anon 2013). Still, the Group noted that the Taiwanese and Japanese longline indices, being the main longline indices for both the north and the south, showed some contrasting trends and negative correlations (**Figures 5 and 6**). The Group noted that including both indices in the assessment models might have a confounding effect and decided to further explore the nature of these indices. In the North Atlantic, both fisheries show clear differences in their areas of operation (**Figures 7**). In latitude, both fleets overlap mostly within the 20-40°N, but the Chinese Taipei fleet operates mostly west of 30°W. The Group noted that the signals provided by both the Chinese Taipei and the Japanese nominal CPUEs were quite similar in this area delimited by 20°N-40°N and west of 30°W (**Figure 8**). The Group expressed concern that the CPUE standardization might not have fully accounted for spatial effects. Considering that the Chinese Taipei fleet has been targeting albacore more consistently, with a high proportion of their effort having albacore as the dominant catch (**Figure 9**), and as its area of operation has not changed as much compared to the Japanese fleet, and its level of albacore catches have also remained substantially higher during the last decades, the Group decided to include the Chinese Taipei index in the base run while downweighting the Japanese longline index.

In the South Atlantic, the Group inspected the fishing areas for both fleets and observed similarity and consistency in the areas fished by Japan in the early period and Chinese Taipei in subsequent periods (**Figure 7**) when Japan reduced effective albacore fishing area (number of 5°x5° geographical squares with at least 1 ton of albacore caught) (**Figure 10**). The Group agreed that the Chinese Taipei index might better reflect albacore abundance in the southern Atlantic given that this fleet targeted albacore more consistently throughout the period with less spatial shifts in their operations (this decision also supports scenarios where CPUEs are weighted by catch). However, the Group also noted that by-catch fisheries, in some cases, can also track population abundance and those spatial aspects needed to be further investigated in the CPUE standardization process. Thus, the Group decided, for continuity purposes, to consider both catch weighted and equally weighted scenarios in the southern Atlantic.

3. Limit and Target Reference Points and Kobe Advice Framework

Noting that the Commission has requested SCRS to identify a limit reference point for northern albacore (Rec. 11-04), SCRS/2013/120 provided examples of an approach for enhancing dialogue between SCRS and the Commission for advancing the application of Harvest Control Rules (HCR) incorporating limit and target reference points. Additionally, the approach provides advice 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). In combination, the guiding principles in Rec. 11-13 provide a basis for design of HCRs. SCRS has recommended a generic HCR (ICCAT, 2012), upon which stock-specific robustness testing through Management Strategy Evaluation (MSE) can and will be conducted in order to fine-tune HCRs which can achieve the Commission's objectives while considering the uncertainty in assessments that SCRS can quantify.

In order to advance the Commission-SCRS dialogue, the Group agreed 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 the assessment outcomes, as paraphrased below (also see **Figure 11**):

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**.

The Group noted that different methods for quantifying uncertainty in stock status evaluations can result in different probability expectations (SCRS/2013/117) and, since there is not yet a unified approach across the stock assessment methods applied to quantify uncertainty, it is an important research area to focus upon and to consider in MSE. Nonetheless, the Commission expects management advice based upon the quantified uncertainties in the assessments SCRS conducts (Res. 11-14).

The Group decided to provide model probability expectations given the uncertainty the Group was able to quantify for the assessment for a range of interim HCR parameter values (**Table 3**) in the generic HCR recommended by SCRS (see **Figure 12**) to guide discussion about the policy decision points: 'high probability' and 'as short as possible'.

An **interim** biomass limit reference point of $0.4B_{MSY}$ was recommended which is consistent with robust limits recommended for a number of Pacific tuna stocks (e.g. Preece, et al. 2011) and other cases, until a fuller range of MSE testing can be conducted for other candidates. The Group recommended that management advice be provided in HCR (F) K2SMs format described in SCRS/2013/120 in order to promote dialogue on the Commission's policy choices under Rec. 11-13.

4. Stock assessment

Document SCRS/2013/036, first presented during the 2013 Meeting of the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods, reported a summary of methods for diagnosing abundance indices fitted as part of stock assessment models. Practical implementation of these techniques is shown in documents SCRS/2013/056 and SCRS/2013/057.

Document SCRS/2013/117 provided an evaluation of approaches for modelling uncertainty in the framework of biomass dynamic models. Those approaches included bootstrapping, jackknife, modelling uncertainty based on the covariance matrix, delta method, likelihood profiling and MCMC techniques. The document concluded that estimates of uncertainty obtained from the same data and stock assessment model vary depending on the method used to estimate the uncertainty. Therefore, further evaluations leading to 'Best Practices' are warranted.

4.1 North Atlantic albacore stock

4.1.1 SEAPODYM

Document SCRS/2013/125 presented the results of the first optimization experiment for the North Atlantic stock using the model SEAPODYM. The model configuration used a coarse grid at $2^\circ \times 2^\circ$ and month resolution with environmental inputs from a hindcast simulation driven by an atmospheric reanalysis (NCEP). With this reanalysis (i.e. based on observation), the coupled physical-biogeochemical simulation provided reasonable seasonal to interannual and decadal variability. Nevertheless, other configurations at higher resolution providing more realistic ocean conditions should complete this first study.

Document SCRS/2013/121 discussed various potential questions and problems related to the SEAPODYM analysis, such as stock structure, uncertainty in the asymptotic size by sex, natural mortality as a function of age, changes in fishing power of the longline fleet targeting albacore, thermal preferendum of the various ages, etc. The document suggested that some results could be more realistic than those obtained by other stock assessment models. However, there are still a wide range of uncertainties in the present analysis and results should be more carefully explored before being considered for providing advice.

The Group welcomed a modeling approach that considered spatial dynamics as well as environmental influences, since these are important elements of albacore population dynamics that are not considered in the models currently used for stock assessment. The group also agreed that the SEAPODYM model could be useful in the process of generating and testing hypotheses.

4.1.2 Multifan-CL

In document SCRS/2013/058 a preliminary stock assessment with Multifan-CL for the northern stock of Atlantic albacore with a suite of exploratory data analysis and diagnostics was presented. The document proposed applying a factorial design for scenarios to analyze the uncertainty associated with the dynamic behaviour of fishing fleets and available data. The document recommended that such designs be incorporated into ‘Best Practices’ in future stock assessments and MSEs.

Although preliminary results for this model were presented, further investigation into the data revealed several serious conflicts in the input data. Firstly, it was noted that several key CPUE series were developed as catch in numbers per unit of effort, whereas the total catch input into the model was in weight. As the Multifan-CL uses the standardized CPUEs and the reported total catch to calculate standardized effort, the difference in units between the CPUE and catch can cause bias in the effort estimations, particularly if the average weight of the fish in a given fishery has changed significantly over time. As a result, the effort estimations included in the preliminary model were less reliable.

In order to overcome this issue, total catch in number was requested for the longline fleets and this information was received making the CPUE and catch information consistent. For the surface fleets, this information was not available and so the catch in weight had to be converted to catch in size using an average weight of fish for each fishery per year. This information was available from the CAS database provided by the Secretariat from 1975 onwards. For fleet 1, these data were sufficient to convert the catch in weight to numbers, as the fishery initiated in 1981. For fleet 2, which started in 1930, an average of the average weight for this fleet between 1975 and 1980 was used to convert the catch into numbers prior to 1975.

Once this had been conducted, new MFCL input files were created with the same units for the catch and CPUE data. A number of model run options were then discussed, proposed and conducted (Table 4). Much discussion was held over the initial model parameterisation and structure. The authors of document SCRS/2013/058 proposed an initial model structure that differed from the model structure used for the 2009 assessment essentially in that the Japanese longline CPUE and the Chinese Taipei longline size frequencies were heavily down-weighted. This structure is detailed and justified in SCRS/2013/058 (see also Section 2 of this report), with the base case run outlined in that document only changing due to the changes in the input files (frq file) noted above. As this formulation differed from the previous assessment model and data structure, several sensitivity runs were conducted to assess the implications of these changes.

One of the major discussion issues was the exclusion of the Japanese CPUE series from this updated base assessment. Exploratory data analysis indicated that the Japanese and Chinese Taipei LL CPUE series were negatively correlated in certain overlapping periods. This was further discussed during the 2013 albacore data preparatory meeting which concluded that it would not be appropriate to include both Chinese Taipei and Japanese LL CPUE series in the same model as the MFCL model might not be able to resolve conflicting trends internally. As the Chinese Taipei fishery operates in the core area of the fishing area, whereas the Japanese fleet has shifted either North or South to target other species, its movement away from the core area could mean that this CPUE series no longer provides a reliable index of the population abundance in the core region and thus it was downweighted in the base model (see also agenda item 2) to address this concern. Sensitivity evaluation of the implications of downweighting the Japanese index was also conducted. Similar evaluations of other fleet CPUEs were not conducted owing to time constraints, but could be incorporated into a factorial design in future assessments.

Another area of major discussion involved the use of the Chinese Taipei LL size frequency information. In the base case model, this information was heavily downweighted as the mean length of the sampled catch from this fishery was highly variable in certain time periods, but the reasons for such variations were unclear, (**Figure 13**).

Large increases in average size in the most recent years might be related to increases in sampling coverage, but potentially also to biased spatial sampling (samples coming from more equatorial regions and thus less representative of the whole area of distribution). Thus, the recent increase in fish size is probably not consistent with the albacore stock dynamics. As a consequence, the size frequency data may not be representative of the size composition of the underlying population, at least in a way the model's current spatial structure could accommodate. However, it was agreed that a sensitivity run should be conducted to include this Chinese Taipei size frequency information to assess its effect on the model outputs. In fact, these data were poorly fit assuming a logistic selectivity and additional sensitivities were conducted assuming dome shaped selectivity. Sensitivity evaluation of the implications of essentially ignoring the Chinese Taipei size frequency was also conducted.

Other sensitivity runs included considering both the Chinese Taipei size frequency and Japanese CPUE, down-weighting all the size frequency (SF) series, starting the model in a different year to test the influence the starting assumptions on the population structure had on the model outputs, considering alternative biological assumptions such as age dependent natural mortality, as well as including tagging data. In the latter case, only tagging data from release events occurring between 1988 and 1991 were considered, as this coincided with a period in which, by far, the majority of tags were released as opposed to the rather low level of tagging which has occurred outside this period.

Results of the MFCL model

Although the growth curve parameters in the Multifan-CL model were fixed (Santiago and Arrizabalaga 2005), the mean lengths of the first 2 age classes were estimated independently in order to accommodate deviations from the von Bertalanffy Growth Function (VBGF). The final growth curve is presented in **Figure 14**. **Figure 15** shows the estimated biomass trajectory for the northern albacore stock over the assessment period, according to the base case. Estimated current biomass was approximately 185980 t, with SSB/SSB_{MSY} at 0.94.

Figure 16 provides the estimated recruitments over the assessment period. Unlike the recruitment estimated during the 2009 assessment where recruitments during the first decades remained low compared to the rest of the time period, the recruitments estimated in this assessment appeared to be fairly variable, but with consistent ranges over the assessment period; time series of F by age class are presented in **Figure 17**. F is estimated to increase sharply in the 1950s, which corresponds to the first period in which size frequency data is available and so more information is available to separate the catches into age classes. This period is also when substantial increases in catch occurred immediately post WWII.

Figure 18 shows the effort deviations over time by fishery, as well as the observed and predicted CPUEs. The overall consistency of the model with the observed effort data can be examined in these plots. If the model is coherent with the effort data, an even scatter of effort deviations around zero would be expected (although some outliers can also be expected). If there was an obvious trend in the effort deviations with time, this may indicate that a trend in catchability had occurred and that this had not been sufficiently captured by the model (Hampton 2002). For the majority of fisheries there are no obvious trends in the effort deviations and although this would indicate that the model has extracted most of the information present in the data regarding catchability variation. However, this is not always the case and additional tuning of the model may be appropriate for future runs. Fleet 1 in particular appears to have mainly positive deviations.

Estimated selectivities are presented in **Figure 19**. Although most LL selectivities were constrained to be logistic, the Japanese transition period (fishery 6) and Japanese by-catch period (fishery 7) selectivities were estimated within the model. It is interesting that dome-shaped selectivities were estimated for these fisheries, possibly due to the fleets operation moving to the fringes of the core fishing area and, thus possibly increasing catch of smaller fish, although the estimates could also be the result of confounding with other model structural assumptions.

The yield analysis conducted here incorporated the stock-recruitment relationship (**Figure 20**) into the equilibrium biomass and yield estimates. The steepness was estimated to be 0.83, which is slightly different from the prior mode of 0.75. The yield curve which estimates a maximum sustainable yield of 31 680 t at an effort multiplier of 1.38 is presented in **Figure 21**. The corresponding reference points B/B_{MSY} , SSB/SSB_{MSY} and F/F_{MSY} are shown in **Figures 22, 23 and 24**, respectively. These would indicate that the current population biomass is below the biomass that can support a MSY (0.80), the spawning stock biomass is also slightly below SSB_{MSY} (0.94) while current F is below the F that would give MSY (0.72). Therefore, these results indicate that the stock is overfished, but not undergoing overfishing.

The overall model fits to the SF data are presented in **Figure 25** and the residuals in **Figure 26**. The fits to the size data are not always particularly good and this shows that the structural assumptions regarding selectivity do not fully account for shifts in SF over time or for unusually shaped SF distributions (such as bimodal distributions in the available data).

As both the input data and model specification changed substantially between the current assessment and that conducted in 2009, several sensitivity runs were performed to evaluate the effect these changes have on the model outcomes. The major changes include the downweighting or not the Japanese LL CPUE data, the downweighting or not the Chinese Taipei LL SF data and the change in standardized effort due to the use of total catch in numbers for certain fleets in the current assessment as opposed to the use of total catch in weight for those fleets in the past assessment. Run Alt8 specifically deals with the issue of catch in weight or numbers. **Table 5** shows the relative SSB/SSB_{MSY} and F/F_{MSY} benchmarks for the current base model along with the relative benchmarks for all the alternate runs. It was clear that the use of catch in weight (as done in 2009), and shown in Run Alt8, results in a more pessimistic view regarding the current stock status.

Biomass trajectories over time for the base case and all alternate runs are presented in **Figure 27**, while key model output parameters such as steepness and reference points are presented in **Table 5**. Run Alt7 is fairly similar to the model specifications of the 2009 4B model. It can be seen that the inclusion of both the Japanese LL CPUE and Chinese Taipei LL SF data result in a more pessimistic stock evaluation. This is further reinforced in runs Alt1 and Alt4 which include individually the Chinese Taipei LL SF and the Japanese LL CPUE, respectively. In Run Alt1 the Chinese Taipei LL selectivity was allowed to be non-logistic. This was conducted in order to try and capture the fact that although the selectivity had been constrained to be logistic, the absence of large fish in the SF data resulted in very poor fits to the SF data and if this change was not made the model would not have converged. This run attempted to allow the model freedom to independently calculate the shape of the selectivity curve based on the actual SF data provided to the model. In addition, the constraint that made selectivities for all fish of age 10 and over the same was removed. The new selectivities calculated for the three Chinese Taipei longline fleets by this alternate run are presented in **Figure 28**. This still resulted in a pessimistic stock evaluation.

The change in the starting year on the model (Alt2) had little effect on either the biomass trajectory or the relative benchmarks. Downweighting all the SF data (Alt3) to assess the influence this information had on the model fit resulted in a slightly more pessimistic stock evaluation, while including an age-specific vector of natural mortality (Alt5) slightly improved the stock status. This natural mortality vector is presented in **Figure 29**. The inclusion of the tagging data between 1988 and 1991 (tag), resulted in estimates of stock status very similar to the base case model. In order to see what the stock status may have been in 2009 had the corrected data been used along with the current model specification, a variation on the base case was run, but excluding the final 4 years of data (mirroring the time period used in the previous assessment). This run (Alt 6) shows that had the current corrected data and modified model parameterization been used, the stock status relative to benchmarks would have been relatively similar, but slightly more pessimistic than those estimated in 2009. We can also infer from this run that there is information in the data over the final four years (2008-2011) of the current model that indicates that the stock condition had improved since 2007.

In general, the ranges of estimated steepness vary between 0.80 and 0.88, all of which are higher than the median of the prior distribution. This would imply that there is some information in the data regarding a relationship between spawning biomass and recruitment although it may not be particularly strong. For all models, the MSY estimation was similar, ranging between 26 000 t and 35 000 t. The majority of runs as well as the base case indicated that the stock is slightly overfished, but is no longer undergoing overfishing.

Diagnostics

The group noted that the AIC was not useful to compare fits to the data across different models because not all were based on the same datasets. However, the group felt that it might be useful to have some diagnostics regarding how well the different base and sensitivity runs were fitting the different CPUE series. For this purpose, the standard deviation of the effort residuals for each of the CPUE series in each of the models was computed and tabulated (**Table 6**). While not all runs were fitting to the same indices and so diagnostics which better account for this feature would be more appropriate, this table provided a basis for comparing the relative model-data agreement across the common indices that were fitted in the different runs. This table showed that the base case is amongst runs fitting best to the common indices (the runs with age specific natural mortality and the one including tagging information also showed comparable values). Further evaluation of this kind of diagnostic could be useful in the future to assign objective weights to different runs, e.g., in an MSE approach

where a large number of hypotheses are being considered. However, it should be noted that the models like MFCL not only fit to CPUE series, and thus it might be useful to develop similar diagnostics for fits to size frequency data.

Likelihood profiling was conducted for the base case run F/F_{MSY} (**Figure 30**) and SSB/SSB_{MSY} (**Figure 31**). The profiles showed a fairly wide distribution, especially for the SSB/SSB_{MSY} profile. This would indicate that the uncertainty regarding the current status of SSB/SSB_{MSY} is higher than that for F/F_{MSY} . The profile for SSB/SSB_{MSY} is also skewed to the right. The profile would however indicate that the model did converge to a global solution.

The Group did not have available pairs of F/F_{MSY} and B/B_{MSY} estimates to represent the uncertainty around the current stock status, but had available the standard deviations for parameters as well as their correlation. Thus, the Group characterized the uncertainty in a similar way to 2009 and 2007 assessments, i.e., by generating 1000 random numbers from a bi-variate normal distribution with means the last year SSB/SSB_{MSY} and F/F_{MSY} estimates, and covariance matrix:

	SSB/SSB_{MSY}	F/F_{MSY}
SSB/SSB_{MSY}	0.010404	-0.001916743
F/F_{MSY}	-0.001916743	0.00743044

The generated Kobe plot is presented in **Figure 32**, and the associated pie chart in **Figure 33**, suggesting that there is 0.2% probability for the stock to be both overfished and experiencing overfishing, 72.4% probability for the stock to be overfished but not experiencing overfishing, and 27.4% probability the stock is neither overfished or experiencing overfishing. However, the group noted that this was just an approximation to characterize the uncertainty of the current stock status, and decided to perform projections using software other than MFCL, as decided in 2009 and 2007 assessments.

4.1.3 ASPIC

ASPIC 5.34 was used to conduct stock assessment of the North Atlantic albacore.

Diagnostic of current stock status

The results of 7 scenario runs for North Atlantic albacore are presented in **Table 7**. The scenarios were built with alternative combinations of catch and CPUE series to inform the assessment model ASPIC v.5.34. All scenarios impose biomass level at the beginning of the time series at 95%K. **Table 8** and **Figures 34** and **35**, show that all the scenarios estimate that the stock is recovering with only one scenario estimating the current biomass to be lower than 60% B_{MSY} (Sc 4) and two estimating it above B_{MSY} (Sc 2 and Sc 6). Regarding the fishing mortality trend, all scenarios showed that current (2011) fishing mortality is on average below or at F_{MSY} , ranging between 45% and 89% F_{MSY} .

The Kobe plots (**Figure 35**) show that all scenarios follow the same pattern of development-overexploitation and rebuilding, with differences only on the time spent in the red quadrant (overfished and overfishing) (see Sc4) and the final stock status. Only one scenario (Sc2) showed that the Northern albacore stock is predominately in the green quadrant of the Kobe plot.

However, **Figure 36** shows the probability of the stock being currently at different areas of the Kobe plot by using the bootstrapped estimates across all 7 scenarios. According to this chart, the probability of the stock currently being in the green quadrant of the Kobe plot is 25%, the probability of being in the red quadrant is 13%, and the probability of being in the yellow quadrant is 62%.

Figure 37 shows the density plots of the estimated current status of North Atlantic albacore for the 7 scenarios tested.

These results are in agreement with those obtained with other models during the assessment session and showed that the assessment results are influenced by the choice of the CPUE series used to inform the model. However, all scenarios estimated that the stock is recovering and that current (2011) fishing mortality is near or below F_{MSY} .

Projections

Further projections complemented the contribution of this model to the assessment of North Atlantic albacore. Deterministic projections with constant catch and constant fishing mortalities are shown in **Figures 38** and **39** for all scenarios. **Figure 39** summarizes the implications of alternative quotas for the coming years in the state of exploitation of northern albacore with different ASPIC scenarios. In order to shade light on the unstable projections in scenarios 4 and 5, two additional figures show how some of the projected constant catch value could collapse the stock (**Figures 40** and **41**).

4.1.4 Stock Synthesis

Exploratory Phase

Model configurations were completed with the stock synthesis model (V3.24L) prior to the assessment meeting and were presented to the Group. The Stock Synthesis (SS) model was configured with twelve fleets, four quarter seasons, and two sexes. For the data exploration phase, the data inputs generated for use in the MFCL model were also used for the SS model. Selectivity for all fisheries was assumed to be length-based and based either on a double-normal function or assumed asymptotic. The unfisher recruitment level (R_0) and steepness (h) were freely estimated. Eight configurations were presented (**Table 9**), each with varying degrees of complexities and various uses of the data streams. An effort was made to construct some of the configurations with decreasing complexity so that the effects of the different levels of complexity on model results could be assessed. The primary objective of the SS modeling effort was to help verify results of the MFCL (and other) models. Results of the exploratory SS models were not formally used for management advice. As such, while some SS model (Run_1) diagnostics were presented to the Group, these diagnostics were documented here on a limited basis.

The residual mean square error (RMSE) of each of the CPUE for the ten exploratory SS was used to show the degree of fit to each of the individual series (**Table 10** and **Figure 42**). On average, the SS models had the lowest RMSE (i.e., best fit) with the Chinese Taipei late CPUE and the highest RMSE (i.e., worst fit) to the Portuguese baitboat CPUE time series. In an effort to account for fleet specific variations in RMSE, several runs used variance reweighting to increase/decrease the weighting each of the CPUE time series had on the overall model fit. The variance reweighting tended to decrease the discrepancies in some of the CPUE time series.

The range of SS model configurations all inverted the Hessian matrix (a positive attribute). Broadly speaking, removal of the length information (Run 5), while altering the trajectory of the B/B_{MSY} , did not produce a marked difference in that benchmark in the final year (**Figure 43**). Removal of the lengths tended to increase the response of the model to the annual variations in the CPUE data. The combination of the removal of the lengths and reconfiguration to an annual time step (Run 7) did have a very noticeable effect on the estimate of stock status (**Figure 44**). The perception given by this set of model runs is that, in general, the length information as whole may not be in conflict with the CPUE information as a whole. Given the time constraints of the meeting it was not possible to conclude how complex the assessment model needed to be, however, a closer examination of the various model diagnostics of the above mentioned runs may help making that determination.

Nearly all of the eight SS models reached the same conclusion that the stock was overfished, but not currently experiencing overfishing. Furthermore, all models were in agreement that the stock biomass has increased starting in around the year 2000. The exception to this outcome was the age structured production model (ASPM) configuration. The results from the ASPM were so unlike the other runs that they were deemed suspicious and in need of further work. Group discussion suggested that perhaps the model found a local minimum at may not have properly converged. This suggestion was based on experience with the ASPIC model and the same data. One conclusion could be that this model lacked the complexity necessary to adequately capture the dynamics of the fishery. Given all these characteristics, this configuration was not given any further consideration.

Post-exploratory phase configurations

The Group agreed to explore a total of eleven SS model configurations (**Table 11**). Many of these configurations were intended to mirror as closely as possible those of the MFCL alternative runs.

The majority of the post-exploratory SS configurations resulted in estimates of B/B_{MSY} in the range of 0.5 to 1.0 (**Figure 45**) and estimates of F/F_{MSY} of between 0.4 and 0.8 (**Figure 46**). While there were exceptions to this, the exceptions were considered sensitivity analysis and not the base case model. Every model configuration suggested that the stock biomass was continuing to increase and that fishing mortality was continuing to decrease.

SS Run 12 was chosen as the preferred model to discuss overall fits and diagnostics. This was a two sex model with a linear ramp on female natural mortality (**Figure 47**). The estimates of the length-based selectivities and the resulting fit to the length information across years for each of the gears are shown in **Figure 48**. In general, the information contained in the length compositions was inconsistent with regard to any type of definitive trends in recruitment signal. The Group discussed how this might be the result of the various fleets not fishing in a consistent manner through time and space over the full extent of the assessment period. Banding in some of the residual patterns suggested bimodal patterns in the frequencies and consequently some use of age based selectivity might be useful to consider in the future. It was also apparent from the residual patterns (**Figure 49**) that time varying selectivity may also be a useful consideration.

The models inability to provide good fits to the CPUE time series was evident in the examination of the fit residuals (**Figure 50**). Several sensitivity runs were conducted to determine the individual influence of the Japanese and Chinese Taipei CPUE series. The exploratory phase of runs showed that the Chinese Taipei CPUE time provided a lower RMSE than did the Japanese CPUE. This was further supported by the fact that the Japanese fleet fished more on the fringe of the stock distribution areas rather than the core areas. This provided some justification for excluding the Japanese CPUE time series from the runs used to provide management advice.

Most model configurations were consistent with their estimates of virgin recruitment and steepness. Even without the use of an informative prior the estimates of steepness remained in the range of 0.75 to 0.85 for most configurations. No trend was apparent in the pattern of recruitment deviations; however there was an unexplained positive deviation the last year of the estimate (**Figure 51**). If these model fits were used for management advice this would have been investigated in greater detail as this point would have had a very large influence on the projections.

Management benchmarks estimated from the MFCL base case and the SS models configured most like the MFCL base case (Run 17) are shown in **Figures 52** and **53**. Closer inspection of the estimates of recruitment (**Figure 54**) and spawning stock biomass (**Figure 55**) revealed differences in SSB, but not recruitment. Neither was there a difference in total biomass (**Figure 56**). This suggests that MFCL and SS, although calibrated well, are likely using different functions to estimate absolute fecundity. While this is worth noting, it does not have any impact on the management benchmarks or estimates of status of the stock.

The MFCL and SS base case model estimates of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} from the 2009 assessment and this assessment are shown in **Figure 57**. The estimates of the management benchmarks were relatively consistent not only between modeling platforms, but also over time.

4.1.5 Virtual Population Analysis (VPA) Methods

A virtual population analysis (VPA) of North Atlantic albacore was conducted using the VPA-2Box software (Porch et al. 2001), version 4.01, for the period 1975 to 2011. Relative abundance indices and life-history parameters inputs are described in SCRS/2013/013 and catch-at-age and partial catch-at-age data are described in SCRS/2013/122. Model assumptions included a single stock with no mixing or migration, eight age-classes (age 1 through 8+ with the plus group representing ages 8 through 15), no separation of sexes, spawning period beginning May 1, constraint on vulnerability applied to the terminal 3 years, no constraints applied on recruitment or the stock-recruitment relationship, and no tagging data included. Eight indices of abundance were included in the model:

- Japan longline (Ages 3 to 8+), 1975-2011
- Chinese Taipei longline (Ages 2 to 8+), 1975-1987
- Chinese Taipei longline (Ages 2 to 8+), 1999-2011
- United States longline (Ages 3 to 8+), 1987-2011
- French troll (Ages 2 and 3), 1975-1979
- French troll (Ages 2 and 3), 1980-1987
- Spanish troll (Ages 2 and 3), 1981-2011
- Spanish baitboat (Ages 1 to 4), 1981-2011

Indices were weighted equally and a multiplicative error structure was assumed. Data sources used in this assessment differed from the previous assessment conducted in 2009 by: (1) inclusion of the Spanish baitboat data referencing ages 1 to 4, (2) splitting of the Chinese Taipei longline index into two periods (1975 to 1987 and 1999 to 2011) to account for changes in species targeting and gear configuration, (3) combining the Spanish troll data to reference ages 2 and 3, as opposed to separate indices for these two age classes, and (4) allowing for selectivity of the Spanish troll indices to be estimated rather than fixed for a single age class.

Model parameterization deviated from the 2009 assessment in that a constraint was applied on vulnerability estimates of ages 1 through 8 for the period 2009 to 2011 to penalize large deviations in fishing-mortality-at-age estimates since VPA estimates for the terminal period are generally poorly informed. This constraint was not applied in the previous assessment, and a sensitivity analysis was conducted to determine the effect of this parameterization. Based on a recommendation from the species workgroup, the spawning season was assumed to begin May 1, while the previous assessment assumed a spawning season beginning July 1. It is recommended that this assumption be evaluated in the future, as VPA model parameterization is dependent on the assumption. The base model was parameterized under these assumptions, and a bootstrap analysis (500 iterations) was applied to determine the uncertainty around base model estimates of spawning stock biomass (SSB) and fishing mortality-at-age (FAA).

Diagnostics

Model fits to indices of abundance and residual patterns were examined to determine the appropriateness of VPA fit to the various indices data. A number of alternative model runs were conducted to determine the sensitivity of the base model to various assumptions, and to estimate the effect of changing these assumptions on VPA results. Sensitivity analyses included:

- A relative abundance indices jackknife analysis in which each index was iteratively removed to determine the influence of individual indices on model estimates.
- An age-varying natural mortality analysis (Age-1 $M = 0.63$, Age-2 $M = 0.46$, Age-3 $M = 0.38$, Age-4 $M = 0.34$, Age-5 $M = 0.31$, Age-6 $M = 0.29$, Age-7 $M = 0.31$, Age-8+ $M = 0.50$) was compared to the constant natural mortality across ages equal to 0.3, assumed in the base model.
- A retrospective analysis in which data from the previous 1 to 5 years were iteratively removed to examine the influence of the most recent years on model estimates, and to compare base model estimated stock status in 2011 with a retrospective estimated stock status from 2001 projected forward to 2011.
- Addition of catch-at-age, partial catch-at-age, and relative abundance index data from the period 1959 to 1974 to determine if inclusion of this historical time series resulted in a difference in estimated stock status and benchmarks (maximum sustainable yield, spawning stock biomass (SSB_{MSY}) and fishing-mortality at maximum sustainable yield (F_{MSY})).

Results

Abundance-at-age (NAA) estimates from the VPA base model indicated a sharp decline between 1978 and 1984 (**Figures 58 and 59**) resulting from a decrease in catch of older age classes (**Figure 58**) and a decrease in catch per unit effort of the Japanese and Chinese Taipei longline fleets (**Figure 60**). Fishing mortality-at-age (FAA) estimates ranged between 0.1 and 0.8, with the highest FAA estimated for ages 2, 3, and 4. Fishing mortality on the oldest age classes peaked in 1986, 1995, and 2000, and declined steadily over the last 10 years (**Figure 61**). The base model demonstrated relatively good fit to the Japanese and Chinese Taipei (early series) longline indices, and relatively poor fit to the United States and Chinese Taipei (late series) longline data (**Figures 60 and 61**). Model fit to surface fisheries indices (troll and baitboats) were less consistent than early period longline indices, although the estimated trends between indices and model estimates were similar. Bootstrap analyses demonstrated stability in the estimated long-term trends, but illustrated uncertainty in the NAA and FAA estimates of young age classes (ages 1 to 3) during the terminal period, as well as uncertainty in NAA and FAA of the older age classes (ages 6 to 8+) during the early period (**Figures 62 and 63**). Overall, NAA and FAA estimates were least variable for younger ages (with the exception of the terminal 5 year period), and most variable for the plus group (ages 8+) across bootstrap iterations (**Figures 62 and 63**).

VPA model results were sensitive to the assumption of natural mortality (**Figure 64**), the Japanese longline indices (**Figure 65**), and the F-ratio starting parameters; and were less sensitive to terminal F parameters, variance scaling, and vulnerability constraint assumptions. Altering the assumption of natural mortality from constant-at-age (base model) to age-varying mortality resulted in an increase in the estimated magnitude of

recruitment, spawner abundance, and spawning stock biomass, but did not alter the long-term population trend (**Figure 64**). Jackknife analyses demonstrated that the estimated long-term trend was most sensitive to the removal of the Japanese longline index, emphasizing the influence of that index on stock estimates (**Figure 65**). Removal of the Japanese longline index resulted in a reversal of the estimated long-term trend from stock decline to an increase in stock abundance and biomass from 1975 to 2011. The United States longline index had a large influence on the estimated stock trend in the recent time period (2000 to 2011, **Figure 65**). The Chinese Taipei and surface fleet indices were considerably less influential on stock abundance estimates. Retrospective analysis (removal of recent years catch and relative abundance data) indicated that model estimates of recruitment and SSB were not sensitive to the data from the recent time period (**Figure 66**).

The estimate of current stock status from the base model is overfished and not currently undergoing overfishing (**Table 12, Figures 67 and 68**), with an estimated probability of $SSB < SSB_{MSY}$ & $F < F_{MSY}$ of 70% (14% estimated probability of being overfished and undergoing overfishing $SSB < SSB_{MSY}$ & $F > F_{MSY}$, 15% estimated probability of not being overfished and not undergoing overfishing $SSB > SSB_{MSY}$ & $F < F_{MSY}$, and 1% estimated probability of not being overfished and undergoing overfishing $SSB > SSB_{MSY}$ & $F > F_{MSY}$). The estimated 2011 spawning stock biomass was 41,600 metric tons (80% confidence interval of 35,400 to 51,100), with an estimated apical fishing mortality in 2011 of 0.26 (80% confidence interval of 0.23 to 0.30). The estimated MSY was 36,500 metric tons (80% confidence interval of 35,600 to 37,300). Spawning stock biomass that can support maximum sustainable yield (SSB_{MSY}) was estimated to be 50,800 metric tons (80% confidence interval of 41,800 to 60,300), with an estimated F_{MSY} of 0.35 (80% confidence interval of 0.32 to 0.41). The long-term stock trajectory track (**Figure 67**) from the base model indicated that SSB was greater than SSB_{MSY} and F was less than F_{MSY} in 1975, F increased above F_{MSY} during 1976 to 2007, and SSB declined below MSY in 1985.

Stock status comparisons across the base model and the influential sensitivity runs highlighted the uncertainty in the estimated SSB_{2011} compared to SSB_{MSY} (**Table 12, Figures 67 and 68**), while estimates of median fishing mortality were more robust across model runs (**Table 12, Figures 67 and 68**). For example, the base model indicated that SSB_{2011} was near SSB_{MSY} , compared to the age-varying mortality and U.S. longline index jackknife runs which estimated SSB greater than SSB_{MSY} in 2011, and also when compared to the historical period run which estimated SSB_{2011} below SSB_{MSY} . In contrast, median estimates of F_{2011} were below F_{MSY} for all model runs. While removal of the Japanese longline index resulted in a different stock trend than the other model runs, fits of the stock recruitment curve to model estimated recruitment and SSB were poor, resulting in biologically implausible estimates of SSB_{2011}/SSB_{MSY} and F_{2011}/F_{MSY} . It should be noted that estimates of stock status from the jackknife sensitivity analysis were more optimistic when the Japanese index was removed. Therefore, the historical period data sensitivity run represents the most pessimistic case of current SSB compared to SSB_{MSY} . This analysis was done post-hoc of the data workshop, and the historical input data and model parameterization were less thoroughly evaluated; therefore, this run should be considered exploratory and more rigorous evaluation is necessary (e.g., accuracy of historical catch data and starting F-ratio parameters). Due to the uncertainty in data input and model parameterization, the historical model was not projected forward.

Based on the VPA base model and sensitivities, catches of 32,000 metric tons or lower were predicted to result in decreased fishing mortality and lead to stock rebuilding. These predictions were robust across model runs (**Figure 69**). In summary, while there was considerable uncertainty in the estimated SSB of north Atlantic albacore from the VPA, there was overall consistency in the predicted sustainable harvest strategies.

4.1.6 Summary of stock status

Results for all the various modeling platforms (MFCL, SS, VPA, and ASPIC) were examined for commonalities and differences. Although the range of estimated management benchmarks is relatively wide, nearly all models were in agreement that the stock was overfished, but not currently undergoing overfishing (**Figure 70**). However, the SS runs were more consistent with each other than with the MFCL base case model. Most models from all the various platforms showed a drop in stock biomass from 1930 to about 1990 and increasing trend in biomass starting in around 2000. Likewise, most models within all configurations showed a peak in fishing mortality in around 1990 with a decreasing trend thereafter (**Figure 71**). Furthermore, most models across the various platforms demonstrated more precise estimates of F/F_{MSY} than they did estimates of B/B_{MSY} . This was also demonstrated by a retrospective projection conducted with VPA over the last 10 years that suggested that F/F_{MSY} trends were more predictable than SSB/B_{MSY} trends (**Figure 72**).

4.2 South Atlantic albacore stock

4.2.1 ASPIC

Methods

Document SCRS-2013-118 presented a non-equilibrium surplus-production model for the albacore stock in the southern Atlantic Ocean using the software package ASPIC ver. 5.34. Fleet categorization (**Table 13**) was similar to that used in the 2009 assessment. Catch for each fleet (**Table 14**) was calculated based on Task I data prepared at 2013 ICCAT Atlantic Albacore Data Preparatory Meeting. **Table 15** shows CPUE indices used for the models. Several CPUE indices used for the last assessment were not used based on the decisions made at the 2013 Albacore Data Preparatory Meeting. Therefore, several fleets do not have CPUE index. Four models were examined (**Table 16**). The confidence interval of the F/F_{MSY} trajectory for Run07 presented in the document SCRS/2013/118 seemed unusual and therefore model configuration was modified during the meeting which resulted in more reasonable confidence intervals. The Group agreed that the ASPIC model should be updated with the latest catch and CPUE information.

Status and diagnostics

In general, all the models predicted that at some stage in the recent past the southern albacore stock had been undergoing overfishing and had been overfished. In these cases, except for one (Run07) model, the fishing pressure appears to have decline in recent years which translated into a subsequent increase in stock biomass.

The results based on the four base cases suggested that the exploitation level in recent years varied between cases (B_{2012}/B_{MSY} ranged from 0.813 to 0.950 and F_{2011}/F_{MSY} from 1.047 to 1.301, **Figure 82** and **Table 17**). To generate confidence intervals, 500 bootstrap trials were conducted for each model. The bootstrapped results for the four cases are shown in **Figure 83** (Kobe I plot) and **Figure 84** (piechart). For Run07, the majority of realizations ended up in the red quadrant of the Koble plot (overfished and overfishing), while for other runs, the results were more optimistic with some of the realizations occurring in the green quadrant. MSY was estimated to range from 22,620 t to 28,060 t (**Table 17**) which was close to the total catch for 2011 (24,122t).

Several sensitivity and retrospective analyses were conducted for one scenario (Run08) of ASPIC model (**Table 18**, **Figure 73**). Scenarios with the Uruguay longline index separated (1981-1991 and 1992-2011) are included because this fishery targeted bigeye tuna and swordfish for the first and second period, respectively. As for sensitivity analyses, B-ratio of initial period changed for each K, and using only Uruguay and Japanese (by-catch period) index made results more pessimistic and optimistic, respectively. As for retrospective analyses, large difference was observed when data for the last 6 or more years were removed.

4.2.2 Bayesian Surplus Production Model (BSP)

Document SCRS/2013/123 presented an update of the Bayesian Surplus Production (BSP) model that was applied to the South Atlantic albacore stock in the 2011 assessment using an additional two years of catch data and the CPUE series recommended by the 2013 Albacore Data Preparatory Meeting. The same informative priors were used as in 2011, as well as an alternative prior for r that was less informative. The alternative models were used to predict the probability of the stock achieving a biomass above B_{MSY} under a range of management scenarios. Kobe plots were also produced. Estimates of current status were strongly dependent on which method was used to weight the CPUE data points and with catch weighting being more optimistic. The choice of prior for r did not strongly influence the estimate of stock status, although the less informative prior produced broader credible intervals.

Methods

The Bayesian Surplus Production Model (BSP) was applied to South Atlantic albacore for the same four base case model scenarios that were used for ASPIC. The models were: (1) equal weighting of indices, Schaefer model; (2) catch weighting, Schaefer model; (3) equal weighting, Fox model with $B_{MSY}/K=0.37$; and (4) catch weighting, Fox model with $B_{MSY}/K=0.37$. For all four base case models the same Bayesian prior distributions were used as in the 2011 assessment. The prior for the biomass in 1956 relative to K was lognormal with a mean of 0.9 and a log standard deviation of 0.1 implying that the population was close to unfished in the first year of the fishery. The prior for K was uniform in log space. An informative prior for the intrinsic rate of population increase r was developed as shown in Babcock (2012) and the 2011 assessment, and was approximated by a t distribution with mean 0.2, variance 0.025 and df 10.

The model was fitted to catch data from 1956 to 2011. Catches in 2012 and 2013 were assumed to equal the average from years 2007-2011. The CPUE indices used were the Japanese longline early, Japanese longline late, Chinese Taipei longline, Uruguay longline early, and Uruguay longline late.

In addition to the four base case runs, sensitivity analyses were conducted to evaluate the implications of using different CPUE series and different informative priors on the model parameters (**Table 19**). Retrospective analyses were also conducted.

The BSP software, version 1, available from the ICCAT catalog of methods, was used to estimate the marginal posterior distributions using the sampling-importance resampling (SIR) algorithm. Either the priors or a multivariate-t distribution were used to integrate the posterior distribution, whichever produced adequate convergence diagnostics. A random draw of 5000 samples from the joint posterior distribution was used to estimate the median trajectory and 80% credible intervals, given a range of constant catch strategies and constant fishing mortality rate strategies. A subsample of 500 draws was used for the construction of the Kobe results.

Status and diagnostics

All four of the base case BSP models estimated a historical decline in the abundance of South Atlantic albacore, followed by an increasing trend over the last 10 years (**Figure 74**). However, the current status relative to B_{MSY} and F_{MSY} depended on the model formulation (**Figure 82, Table 20**). The models with catch weighting were more optimistic than the models with equal weighting. The Schaeffer and Fox model formulations estimated similar trends, and similar depletion since 1956; however, because B_{MSY}/K is lower in the Fox model, the Fox model estimated higher values of $B_{current}/B_{MSY}$. The credible intervals of the estimates if B/B_{MSY} and F/F_{MSY} were quite broad, especially in the case with catch weights (**Figure 75**).

Retrospective analysis was applied to the Schaeffer model cases, with both equal and catch weighting (**Figure 76**). In both cases, the projections generated from models with data through 2005 were quite similar to the current assessment, implying that the model is adequately capturing the dynamics of South Atlantic albacore.

Plots of the CPUE residuals against year show that there were trends in the residuals, especially in the early Japanese longline series and the late Uruguay series (**Figure 77**). The residuals were normally distributed according to the qq-normal plots. When CPUE series were removed from the model, the most optimistic model was the one that included only the Japanese longline fishery and the most pessimistic included both Chinese Taipei and Uruguay (**Figure 78**).

When alternative priors were used, the median biomass trajectory was the same as the base case, except for the cases with uniform priors on r and K , with catch weighting of the indices (**Figure 79 and Figure 81**). For the case with equal weighting and the Schaeffer model (**Figure 80a**), the posteriors of r and K had a similar mode for all three priors of K , with more informative priors providing narrow credible intervals. In contrast, the runs with catch weighting (**Figure 80b**), the posterior of K is very similar to the prior, implying that there is very little information in the data to estimate r and K for the catch weighting case. These results show that the data with equal weighting provide more information to estimate the model parameters. Nevertheless, the model with catch weighting may more accurately reflect the true trends, so all four models continued to be used as base cases.

4.2.3 Summary of stock status

The eight ASPIC and BSP models show fairly consistent trends in B/B_{MSY} and F/F_{MSY} over time (**Figure 82**). The estimated median current status in 2011 is around $B/B_{MSY}=1$ and $F/F_{MSY}=1$ for all models (**Figure 83**). The BSP models were slightly more optimistic in the median than the ASPIC runs, but had a larger range of uncertainty. Kobe pie charts of status in 2011 vary between models (**Figure 84**). Averaging across all eight models, the probability of both $B < B_{MSY}$ and $F > F_{MSY}$ (red) is 0.57, and the probability of both $B > B_{MSY}$ and $F < F_{MSY}$ (green) is 0.30 and the probability of yellow is 0.13.

5. Projections

In this section, the results of the projections used to provide management advice are described.

5.1 North

The results shown in this section were produced by projecting forward the estimated 2011 populations presented in section 4.1.2 with alternative harvest control rules (HCR). The seven scenarios investigated in production modeling using 501 bootstrap outcomes each were projected and considered equally plausible.

The alternative harvest control rules include alternative target fishing mortalities ($F_{\text{target}}=[0.7, 0.75, 0.8, 0.85, 0.9 \text{ and } 1] \times F_{\text{MSY}}$), threshold biomass levels of $[0.6, 0.8 \text{ and } 1] \times B_{\text{MSY}}$ and a biomass limit reference point of $B_{\text{Lim}}=0.4 \times B_{\text{MSY}}$. In the forward projections, the HCR is evaluated every three years and the fishing mortality is projected assuming perfect implementation.

The outcomes of the projections are shown in **Figure 85** and **Table 21**, which indicate the projected probability of being 'Green' within the time-frame indicated. Expected average catch for the first 3 years, as well as cumulated catch for each future 5 year period are also shown.

5.2 South

5.2.1 ASPIC projections

Based on bootstrapping (500 times) of each scenario, future projections were conducted. Projection period is 15 years (2012-2027). Constant future catch was set at 14,000 to 36,000t (at 2,000 t interval) or constant F at $0.75 \times F_{\text{MSY}}$ to $1.00 \times F_{\text{MSY}}$ (at $0.05 \times F_{\text{MSY}}$ interval) was assumed. Catch for 2012 and 2013 was assumed to be equal to 2007-2011 average (20,937 t) for both constant catch and constant F scenarios.

Software package ASPICP ver. 3.16 was used for future projections. The results of these projections under constant catch and constant F are provided in **Figures 86** and **87**, respectively, which show the median trajectory at the different constant catch scenarios. **Figure 88** shows predicted yield under constant F scenario. Kobe II matrixes (probability of not exceeding MSY level) are shown in **Table 22** for each ASPIC run. These results would indicate that catches in excess of 26,000 t or F in excess of $0.85 \times F_{\text{MSY}}$ would result in the reduction of the resource after 15 years, in almost all model runs. The runs assuming unweighted CPUE series are in general more optimistic than the weighted CPUE series.

5.2.2 BSP projections

Basically projection scenarios are the same as those for ASPIC for south Atlantic. Under a constant catch policy, the median biomass is expected to increase above B_{MSY} within 10 years with 50% probability for TACs from 18000 to 34000 depending on the scenario (**Table 23, Figure 89**). With constant harvest rates, harvest rates below F_{MSY} allowed the population to stay above B_{MSY} with a high probability for all scenarios except the case with equal weighting and the Schaeffer model. When F is equal to F_{MSY} , the probability of achieving B_{MSY} is near zero, because the population trajectory asymptotes before reaching B_{MSY} .

5.2.3 Projections for the South Atlantic

Combining all eight ASPIC and BSP model scenarios with equal probability, the Kobe matrix probabilities (**Table 24, Figure 90**) indicate that a harvest policy of either $0.90 F_{\text{MSY}}$ or a TAC of 20000 would reduce F below F_{MSY} with more than 70% probability within three years. Increasing B above B_{MSY} requires greater reductions in fishing mortality. A policy of $0.75 F_{\text{MSY}}$ would have a 85% chance of $B > B_{\text{MSY}}$ by 2026. A TAC of 20000 would have 70% probability of rebuilding by 2026. The Kobe plot for the South Atlantic stock assessment is presented in **Figure 91**.

6. Recommendations

6.1 Research and statistics

- The Group recommended further elaboration of the MSE framework being developed for albacore tuna. Although advances were recognized by the Group, further work should be carried out to permit a better characterization of uncertainty in current and future stock condition.
- The Group recognizes the need to incorporate environmental studies in albacore and likewise assessments. The Group was exposed to new information suggesting that the mixed layer depth might impact catchability of surface fisheries. The Group recommends further research to confirm this, as well as to inspect sources of historical environmental information that might help integrate this information in CPUE standardizations of surface fisheries.
- The Group also recommended further research to better characterize the nature and, if possible, quantify potential mixing rates between the Atlantic and the Indian Oceans.
- The Group recommends increasing efforts to obtain French mid-water trawl and other fisheries historical series of catch, effort, catch at size, geographical distribution and other related fisheries information.
- The Group expressed concern that spatial shifts in longline fisheries might have affected the trends of their standardized CPUE series. Thus, the Group recommends to more fully explore better ways to incorporate spatial effects on CPUE standardization.
- The Group noted that the Chinese Taipei longline size sampling data showed some patterns that might not reflect changes in the population. Thus, the group requested to clarify the reasons behind the patterns in the data to the extent possible.
- Given that spatio-temporal dynamics of longline fisheries appear to affect their selectivity pattern, the group recommends to redefine the fisheries in the Multifan-CL and SS applications in the future, considering the nature of these fisheries.
- In general, the Group noted that important uncertainties remain in the biology, fisheries and modeling of North Atlantic albacore. Thus, the group continues to recommend that the Albacore Research Program be funded.

6.2 Management advice

North Atlantic

A range of time-frames and probability levels for achieving the Commission's goals established in Rec. 11-13 are provided in **Table 24**. Longer time frames provide more options for HCR parameters that project higher probabilities of being in the green quadrant of the Kobe Plot. The HCR projections indicate that if, for example, the Commission adopts a 'high probability' of 75% within a 10 year time-frame, then the HCR with a Biomass Threshold at B_{MSY} paired with a Target F of $0.9 F_{MSY}$ would provide the highest expected 10 year cumulative catch amongst options and the average catch expected from 2014-2016 would be approximately 26,200t. In contrast, if the Commission considers a 'high probability' of 60% sufficient within a 5 year time-frame, then the HCR with a Biomass Threshold at B_{MSY} paired with a Target F of $0.9 F_{MSY}$ would also meet that objective and provide the highest expected cumulative catch amongst options that would provide at least 60% probability within 5 years and the average catch from 2014-2016 would remain approximately 26,200 t. Consideration of implementation and other uncertainties in these projections would likely change the probability level estimates.

South Atlantic

Projections at a level consistent with the 2013 TAC (24,000 t) showed that probabilities of being in the green quadrant of the Kobe plot would exceed 50% only after 2020. Similar probabilities could be achieved earlier with lower TAC values.

With catches around 20,000 t, probabilities of 50% would be exceeded by 2015, and probabilities of 60% would be exceeded by 2018. Further reductions in catches would increase the probability of recovery in those timeframes. Likewise, increases would reduce rebuilding probabilities and extend the timeframes. Catches over the current TAC (24,000 t) will not permit the rebuilding of the stock with at least 50% probability over the projection timeframe.

7. Other matters

The Group discussed the convenience of using different approaches to assess the Atlantic albacore stocks status. According to the procedure established in ICCAT, the use of a variety of methods by the SCRS to conduct stock assessment is valuable. However, this procedure requires a significant amount of preparatory work as well as an important request of data, particularly if statistical integrated models are used. In the case of the current North Atlantic albacore assessment, the use of two statistical integrated models, VPA and production models as well as the implementation of MSE, have been only possible because a detailed and tight work plan was prepared by the Albacore Species Group, this plan was well led by the Albacore Rapporteur and strictly followed and two meetings (data preparatory and assessment) have been held. However, the implementation of the work plan has also implied an important amount of preparatory work for both the scientists involved in the assessment and the Secretariat. Taking into account the number of meetings scheduled every year for which the Secretariat must conduct preparatory and posterior work, stock assessments implying such amount of work will be difficult to assume by the Secretariat in the future.

The Group also evaluated the advantages and disadvantages of using methods, such as VPA, based in CAA when significant uncertainties in ageing exist. Regarding the statistical integrated models, the Group evaluated positively the use of two models (MFCL and SS3) as a way to test the robustness of these models in assessing the North Atlantic albacore. However, the Group agreed that it would be difficult to maintain such a complex assessment in the future and that further discussions on the best assessment models for North and South Atlantic albacore will be needed. Evaluation of different management procedures within an MSE framework could help the Group in future decisions about this issue.

Regarding future work, the Group discussed how the Data Preparatory meeting could be better used to reexamine and evaluate the previous assessment model configurations, assumptions, and the various data fit residuals. The objective of this proposal is to attempt to ensure increased useful continuity from the assessment meeting back to the next data meeting.

It was noted that residual plots to data such as length compositions could be quite useful in detecting such things as mis-specified area and/or gear assignments that may exist in the Secretariat database.

In a similar manner, residual to CPUE time series may help in the subsequent evaluation of those time series and help provide information with regard to the future inclusion or exclusion of that data. In this manner, the Data Preparatory meeting may be better characterized as a Pre-Assessment Meeting to better reflect a wider objective that could include a more directed revisit of the past assessment efforts.

8. Adoption of the report and closure

The report was adopted and the meeting adjourned.

Literature cited

- Anon. 2010, Report of the 2009 ICCAT Albacore Stock Assessment Session (*Madrid, Spain, July 13 to 18, 2009*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1113-1253.
- Anon. 2013, Report of the 2012 ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods (*Madrid, Spain, April 16 to 20, 2012*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 69 (in press).
- Anon. 2011, Report of the 2011 joint meeting of the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods and Bluefin tuna Species Group to analyze assessment methods developed under the GBYP and electronic tagging. http://www.iccat.int/Documents/Meetings/Docs/2011_WG%20METHODS-ENG.pdf
- Bard, F.X. 1981, Le thon germon (*Thunnus alalunga*) de l'Océan Atlantique. Ph.D. Thesis presented at the University of Paris, 333 p.
- Domingo, A., Pons, M., Jiménez, S., Miller, P., Barceló, C. and Swimmer, Y. 2012, Circle hook performance in the Uruguayan pelagic longline fishery. *Bulletin of Marine Science*. 88(3):499-511.

- Farley, J.H., Williams, A.J., Hoyle, S.D., Davies, C.R., Nicol, S.J. 2013, Reproductive Dynamics and Potential Annual Fecundity of South Pacific Albacore Tuna (*Thunnus alalunga*). PLoS ONE 8(4): e60577. doi:10.1371/journal.pone.0060577.
- Foreman, T.J. 1980, Synopsis of biological data on the albacore tuna, *Thunnus alalunga* (Bonaterre, 1788), in the Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Spec. Rep., 2: 17-70.
- ICCAT, 2012, Report for Biennial Period, 2010-11, Part II.
- ICCAT, 2006-2013, *ICCAT Manual (Chapter 2. Albacore). International Commission for the Conservation of Atlantic Tuna. In: ICCAT Publications [on-line]. Updated 2013. [Cited 01/27/].* <http://www.iccat.int/en/ICCATManual.htm>, ISBN (Electronic Edition): 978-92-990055-0-7
- ICES 2007, Report of the Study Group on Risk Assessment and Management Advice. ICES CM 2007/RMC: 02.
- Kell, L., O'Brien, C., Smith, M. Stokes, T. and Rackham, B. 1999, An evaluation of management procedures for implementing a precautionary approach in the ICES context for North Sea plaice (*Pleuronectes platessa*). ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil, 56(6): 834–845.
- Kell, L.T., De Oliveira, J.A., Punt, A.E., McAllister, M.K. and Kuikka, S. 2006, Operational management procedures: An introduction to the use of evaluation framework. Developments in Aquaculture and Fisheries Science, 36: 379-407.
- Kimura, D.K. and Chikuni, S. 1987, Mixtures of empirical distributions: an iterative application of the age-length key. Biometrics 43: 23-35.
- Lee, L.K. and Yeh, S.Y. 2007, Age and growth of South Atlantic albacore – a revision after the revelation of otolith daily ring counts. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(2): 443-456.
- Penney, A. 1994. Morphometric relationships, annual catch-at-size for South African-caught South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 42(1): 371-382.
- Santiago, J. 1993, A new length-weight relationship for the North Atlantic albacore. Collect. Vol. Sci. Pap, ICCAT, 40(2): 316-319.
- Santiago, J. 2004, Dinámica de la población de atún blanco (*Thunnus alalunga*, Bonaterre 1788) del Atlántico Norte. Tesis Doctoral, Univ. País Vasco, 354 pp.
- Santiago, J. and Arrizabalaga, H. 2005, "An integrated growth study for North Atlantic albacore (*Thunnus alalunga* Bonn. 1788)." Ices J. Mar. Sci. 62: 740-749.
- Schripa, M.J. 2009, Construction and evaluation of a two-sex assessment model for North Atlantic albacore (SCRS/2009/148).
- Serchuk, F.M. and Grainger, R.J.R. 1992, Development of the basis and form of ICES fisheries management advice: Historical background (1976-1990) and the new form of ACFM advice (1991-??). ICES CM 1992/Assess: 20.
- Williams, A.J., Farley, J.H., Hoyle, S.D., Davies, C.R., Nicol, S.J. 2012, Spatial and Sex-specific Variation in Growth of Albacore Tuna (*Thunnus alalunga*) across the South Pacific Ocean. PLoS ONE 7(6): e39318. doi:10.1371/journal.pone.0039318.

RAPPORT DE LA RÉUNION DE L'ICCAT DE 2013 D'ÉVALUATION DU STOCK DE GERMON DE L'ATLANTIQUE NORD ET SUD

(Sukarrieta (Espagne), 17-24 juin 2013)

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

La réunion a été tenue au centre AZTI-Tecnalia à Sukarrieta (Espagne) du 17 au 24 juin 2013. La Dre Pilar Pallarés, au nom du Secrétaire exécutif de l'ICCAT, a remercié AZTI d'accueillir la réunion et de prendre en charge l'organisation logistique.

Le Dr Haritz Arrizabalaga (UE-Espagne), le rapporteur du Groupe d'espèces sur le germon, a présidé la réunion. Le Dr Arrizabalaga a souhaité la bienvenue aux participants de la réunion (le « Groupe ») et a passé en revue l'ordre du jour qui avait été adopté avec quelques modifications (**Appendice 1**).

La liste des participants se trouve à l'**Appendice 2**. La liste des documents présentés à la réunion est jointe à l'**Appendice 3**. Les personnes suivantes ont assumé les fonctions de rapporteur :

P. Pallarés	Points 1 et 7
G. Diaz, H. Arrizabalaga	Point 2
G. Scott	Point 3
P. de Bruyn, M. Schrippa, G. Merino, M. Lauretta	Point 4.1
E. Babcock, T. Matsumoto	Point 4.2
L. Kell, G. Merino	Point 5
H. Arrizabalaga, G. Scott, M. Keatinge	Point 6
H. Arrizabalaga	Point 7

2. Résumé des données disponibles pour l'évaluation

Les données disponibles pour la réunion d'évaluation du stock de germon sont résumées dans le rapport de la réunion ICCAT de préparation des données sur le germon de l'Atlantique Nord et de l'Atlantique Sud de 2013 (SCRS/2013/013). Le Groupe a examiné les nouvelles informations mises à disposition après la réunion de préparation des données tenue à Madrid du 22 au 26 avril 2013.

2.1 Biologie

Le document SCRS/2013/113 présente les caractéristiques des conditions océanographiques de la zone de distribution du germon dans l'océan Atlantique Nord-Est et tente d'identifier les conditions environnementales qui entraînent des fluctuations interannuelles des prises de cette espèce. L'analyse se concentrait sur les années au cours desquelles les prises de la flottille basque étaient faibles (à savoir 2000, 2001, 2009 et 2010) par rapport à d'autres années plus favorables (à savoir 2005 et 2006). L'étude présente quelques résultats préliminaires concernant l'importance potentielle de l'indice du Gulf Stream pour la survie et le recrutement du germon et met en lumière l'importance des paramètres tels que la température à la surface de la mer, les structures de méso-échelle et la stratification de la colonne d'eau pour la capturabilité du germon.

Le Groupe a discuté de la nécessité de replacer la CPUE du germon du golfe de Gascogne dans son contexte compte tenu des informations fournies dans le document. Le Groupe a débattu du fait que le document présente une série de corrélations entre les caractéristiques océanographiques et les captures de germon par la flottille basque, mais le document n'a fourni aucune hypothèse expliquant la plupart des résultats. Toutefois, le Groupe a constaté que la corrélation négative apparaissant entre la profondeur de la couche mixte et la capturabilité du germon était une information utile qui pourrait être utilisée pour interpréter les CPUE. Il a été suggéré que les auteurs explorent la disponibilité des séries temporelles de données historiques sur la profondeur de la couche mixte en vue de les utiliser éventuellement pour standardiser la CPUE.

Le document SCRS/2013/103 présente les résultats préliminaires d'une étude sur la reproduction du germon dans l'océan Atlantique du Sud-Ouest. Un total de 14 spécimens a été analysé : 10 mâles et 4 femelles. Les organes reproducteurs (ovaires et testicules) ont été prélevés et conservés dans 10% de formaldéhyde. Des coupes histologiques de 8 à 10 µm d'épaisseur ont été réalisées avec un microtome et colorées à l'aide d'hématoxyline de

Mayer et d'éosine. Pour toutes les gonades des mâles, des zones acidophiles foncées attestant l'accumulation de matériel génétique (ADN) ont été observées, ce qui indique que les mâles étaient en état de se reproduire. Toutefois, dans le cas des femelles, seuls des oogones et des ovocytes aux stades I (immature) et II (au repos) ont été observés, ce qui indique que toutes les femelles analysées étaient matures, mais inactives. Le résultat de l'analyse des gonades femelles est compatible avec l'hypothèse selon laquelle le frai a lieu à des latitudes inférieures. Le Groupe a encouragé les auteurs à développer l'étude en augmentant la taille de l'échantillon.

Le document SCRS/2013/126 présente les résultats d'un examen bibliographique de l'identification des populations de germon entre les régions océaniques et au sein de celles-ci (océan Atlantique, océan Pacifique, océan Indien et mer Méditerranée). Ce document constitue la première étape d'un examen global du germon en ayant recours à une base de données aquatique internationale (ASFIA). Le document analyse 367 publications, composées principalement d'articles (64%), mais inclut également aussi la révision de documents de conférence, de comptes rendus et de rapports (24%) ainsi que de livres (12%). Les auteurs ont conclu que, en raison des résultats divergents, le concept de stock et sa délimitation demeure une question controversée. Les auteurs ont indiqué qu'il est urgent de poursuivre les études sur le germon dans la plupart des régions du monde afin d'examiner et d'améliorer les unités de gestion utilisées actuellement par les organisations régionales de gestion des pêches.

Compte tenu de la gestion utilisée pour le germon dans l'Atlantique, le Groupe a discuté de la possibilité que les germons immatures présents dans les eaux sud-africaines de l'Atlantique aient migré de l'océan Indien et qu'ils fassent dès lors partie du stock de cet océan. Le Groupe a reconnu qu'à l'heure actuelle il n'existe pas de données quantitatives permettant d'alimenter les modèles d'évaluation à cet égard. Par conséquent, toute tentative visant à inclure ce type d'information dans une évaluation devrait être réalisée en tant que scénario hypothétique pour examiner la sensibilité des évaluations à cette hypothèse. Le Groupe a également discuté de l'éventuelle migration du germon des eaux sud-africaines vers les eaux d'Amérique du Sud. Il a été indiqué que les changements saisonniers des zones d'activité de la flottille palangrière du Taipei chinois dans l'Atlantique Sud pourraient être dus à cette migration hypothétique du germon.

2.2 Prise, effort, taille et prise par âge (CAA)

Le document SCRS/2013/122 présente la CAA du germon préparée par le Secrétariat aux fins de son utilisation dans l'analyse de la population virtuelle (VPA). Le document décrit la procédure utilisée pour estimer la CAA, à partir de la prise par taille, des modifications apportées à l'algorithme de détermination de l'âge utilisé dans l'évaluation de stock de 2009 et des différences entre la CAA créée pour l'évaluation de 2009 et l'évaluation actuelle de 2013. Le document fait apparaître que les deux évaluations (2009 et 2013) présentent le même nombre total de poissons estimés par la CAA. Toutefois, des différences apparaissent en ce qui concerne le nombre de poissons par âge. L'auteur a précisé que ces différences s'expliquent, en grande partie, mais pas complètement, par deux facteurs principaux : (1) un changement de la valeur de epsilon (contrôlant le nombre d'itérations) utilisé dans le protocole de détermination de l'âge et (2) les changements de la définition du trimestre (étant donné qu'il est postulé que les poissons sont nés le 1er avril, le trimestre avril-juin a été défini comme le trimestre 1). Or, l'auteur a également indiqué que le changement de la définition du trimestre peut être traité avec la taille moyenne par âge (« MLAA » selon les sigles anglais) et a recommandé de prendre les mesures suivantes :

- a) continuer à utiliser la MLAA initiale,
- b) utiliser le trimestre calendaire et indiquer dans le modèle VPA que le mois de naissance du germon du Nord est le numéro 4 et
- c) dans tous les cas, saisir la CAA, la capture, WAA, PCAA, maturité, etc. dans l'année calendaire (de janvier à décembre).

La CAA estimée est présentée dans le **Tableau 1**, la **Figure 1** et la **Figure 2**. La MLAA est présentée au **Tableau 2**.

2.3 Estimations de l'abondance relative

Lors de la réunion de préparation des données, une mise à jour de la série de CPUE de la ligne traînante de l'UE-Espagne couvrant la période 1981-2011 a été présentée (SCRS/2013/053). Pour élaborer les fichiers d'entrée destinés à l'analyse Multifan (MFCL), cette série récente de CPUE a été fusionnée à deux séries antérieures de ligne traînante, à savoir une série de CPUE standardisée des flottilles de ligne traînante française (1967-1986) et une série de CPUE nominale couvrant la période 1931-1975 (Bard 1977), afin de construire une série de CPUE

composée qui a permis d'estimer l'effort de la pêcherie 2 entre 1930 et 2011. La méthodologie utilisée pour élaborer cette série composite est décrite dans Anon. (2010). Dans ce cas, un GLM contrôlant la source de données (pêche), le trimestre et l'année a été utilisé pour fusionner les trois différentes sources à une échelle commune afin de les utiliser dans les analyses MFCL. Dans le cas des modèles d'évaluation utilisant des échelles temporelles annuelles à des fins d'ajustement, le GLM appliqué contrôlait l'année et la source de l'information. Les **Figures 3 et 4** illustrent les schémas qui en résultent.

Le Groupe s'est penché sur la série de CPUE correspondant à la flottille palangrière pélagique uruguayenne qui a été présentée à la réunion de préparation des données (SCRS/2013/043). Après avoir examiné les changements d'espèce cible de cette flottille au fil du temps, le Groupe a décidé de diviser cette série en deux périodes : 1982-1991 lorsque la flottille ciblait le thon obèse et 1992-2012 lorsque la flottille ciblait l'espadon.

Lors de la réunion de préparation des données, le Groupe a examiné les séries de CPUE disponibles et a décidé de ne pas utiliser certaines d'entre elles comme données d'entrée dans les modèles d'évaluation des stocks (à savoir, les périodes de transition pour le Japon et le Taipei chinois, ainsi que les séries des canneurs sud-africains et les séries des palangriers brésiliens, cf. Anon. 2013). Pourtant, le Groupe a noté que les indices palangriers du Taipei chinois et du Japon, les principaux indices palangriers pour le Nord et le Sud, présentaient des tendances contraires et des corrélations négatives (**Figures 5 et 6**). Le Groupe a noté que l'introduction de ces deux indices dans les modèles d'évaluation pourrait entraîner un effet de confusion et a décidé d'explorer plus avant la nature de ces indices. Dans le cas de l'Atlantique Nord, les deux pêcheries présentent des différences claires en ce qui concerne leurs zones d'activité (**Figure 7**). En termes de latitude, les deux flottilles se chevauchent principalement dans la zone 20°N - 40°N, mais la flottille du Taipei chinois opère principalement à l'Ouest de 30°W. Le Groupe a noté que les signaux fournis par les CPUE nominales du Taipei chinois et du Japon étaient assez semblables dans cette zone comprise entre 20°N-40°N et à l'Ouest de 30°W (**Figure 8**). Le Groupe s'est dit préoccupé par le fait que la standardisation de la CPUE pourrait ne pas avoir pleinement tenu compte des effets spatiaux. Étant donné que la flottille du Taipei chinois a ciblé le germon de façon plus systématique, une part importante de ses efforts capturant le germon en tant que prise principale (**Figure 9**), que sa zone d'opération n'a pas autant changé que celle de la flottille japonaise et que son niveau de prises de germon est également resté nettement plus élevé au cours des dernières décennies, le Groupe a décidé d'inclure l'indice du Taipei chinois dans le scénario de base en réduisant l'indice des palangriers japonais.

En ce qui concerne l'Atlantique Sud, le Groupe a inspecté les zones de pêche des deux flottilles et a constaté la ressemblance et la cohérence des zones exploitées par le Japon dans la première période et par le Taipei chinois dans les périodes ultérieures (**Figure 7**) lorsque le Japon a réduit la zone de pêche du germon (nombre de carrés géographiques 5 ° x 5 ° avec au moins une tonne de germon capturé) (**Figure 10**). Le Groupe a convenu que l'indice du Taipei chinois pourrait mieux refléter l'abondance du germon dans l'Atlantique Sud, étant donné que cette flottille ciblait le germon de manière plus systématique tout au long de la période et présentait moins de changements spatiaux des opérations (cette décision était également étayée également les scénarios dans lesquels les CPUE sont pondérées par prise). Toutefois, le Groupe a également constaté que les prises accessoires, dans certains cas, permettent également de suivre l'abondance de la population. Ces aspects spatiaux doivent être étudiés plus en profondeur dans le processus de standardisation de la CPUE. Le Groupe a par conséquent décidé, à des fins de continuité, de tenir compte des scénarios pondérés par prise et des scénarios pondérés de façon égale pour l'Atlantique Sud.

3. Points de référence limite et cible et cadre de l'avis de Kobe

Étant donné que la Commission avait demandé au SCRS d'identifier un point limite de référence pour le germon du Nord (Rés. 11-04), le document SCRS/2013/120 fournit des exemples d'une approche visant à renforcer le dialogue entre le SCRS et la Commission dans le but de faire progresser l'application des normes de contrôle de la ponction (« HCR » selon les sigles anglais) en intégrant des points de référence limite et cible. En outre, l'approche fournit un avis s'inscrivant dans le cadre de la matrice de stratégie de Kobe compatible avec la politique de prise de décisions de la Commission aux fins de l'élaboration et de l'application des mesures de conservation et de gestion (Rec. 11-13). Ensemble, les principes directeurs formulés dans la Rec. 11-13 constituent une base pour l'élaboration des HCR. Le SCRS a recommandé une HCR générique (ICCAT, 2012) sur la base de laquelle un test de la solidité spécifique au stock peut être réalisé, et le sera à l'avenir, au moyen d'une évaluation de la stratégie de gestion (« MSE » selon les sigles anglais) dans le but d'identifier les HCR pouvant atteindre les objectifs de la Commission tout en considérant l'incertitude entourant les évaluations que le SCRS peut quantifier.

Afin de faire progresser le dialogue entre la Commission et le SCRS, le Groupe a convenu de fournir des informations à la Commission sur la base d'un éventail de valeurs provisoires des paramètres de HCR qui respecteraient la politique de la Commission fondée sur les résultats des évaluations, tel que paraphrasé ci-dessous (voir également la **Figure 11**).

1. Pour les stocks situés dans le quadrant vert du diagramme de Kobe, les mesures de gestion doivent être conçues de façon à donner lieu à une **probabilité élevée** de maintenir le stock dans ce quadrant.
2. Pour les stocks se trouvant dans le quadrant jaune supérieur droit du diagramme de Kobe (surpêche), la Commission doit immédiatement adopter des mesures de gestion conçues pour donner lieu à une **probabilité élevée** de mettre un terme à la surpêche **dans une période aussi courte que possible**.
3. Pour les stocks se trouvant dans le quadrant rouge du diagramme de Kobe (surpêche et surexploitation), la Commission doit immédiatement adopter des mesures de gestion conçues pour donner lieu à une **probabilité élevée** de mettre un terme à la surpêche **dans une période aussi courte que possible** et la Commission doit adopter un plan pour rétablir ces stocks.
4. Pour les stocks se trouvant dans le quadrant jaune inférieur gauche du diagramme de Kobe (stocks surexploités mais ne faisant pas l'objet de surpêche), la Commission doit adopter des mesures de gestion conçues pour rétablir ces stocks **dans une période aussi courte que possible**.

Le Groupe a fait remarquer que différentes méthodes de quantification de l'incertitude entourant les évaluations de l'état des stocks peuvent donner lieu à différentes prévisions de probabilité (SCRS/2013/117) et étant donné qu'il n'existe pas encore d'approche unifiée dans les méthodes d'évaluation des stocks pour quantifier l'incertitude, il s'agit d'un domaine de recherche d'importance sur lequel il convient de mettre l'accent et qui doit être pris en considération dans la MSE. Néanmoins, la Commission espère que l'avis de gestion repose sur les incertitudes quantifiées dans les évaluations réalisées par le SCRS (Rés. 11-14).

Le Groupe a décidé de fournir des prévisions de probabilités du modèle compte tenu de l'incertitude que le Groupe a pu quantifier pour l'évaluation pour un éventail de valeurs provisoires des paramètres de HCR (**Tableau 3**) dans la HCR générique recommandée par le SCRS (**Figure 12**) pour orienter le débat sur les points relatifs à la prise de décisions en matière de politiques : « probabilité élevée » et « dans une période aussi courte que possible ».

On a recommandé un point limite provisoire de référence de la biomasse de $0,4 B_{PME}$, cohérent avec les limites solides recommandées pour plusieurs stocks de thonidés du Pacifique (par ex. Preece et al., 2011) et d'autres cas, jusqu'à ce qu'une gamme plus complète de tests de MSE puisse être réalisée pour d'autres options. Le Groupe a recommandé que l'avis de gestion soit fourni dans le format de HCR (F) K2SM décrit dans le document SCRS/2013/120 afin de faciliter le dialogue sur les choix de politique de la Commission en vertu de la Rec. 11-13.

4. Évaluation des stocks

Le document SCRS/2013/036, présenté pour la première fois lors de la réunion de 2013 du Groupe de travail ICCAT sur les méthodes d'évaluation des stocks de l'ICCAT, présente un résumé des méthodes utilisées pour diagnostiquer les indices d'abondance ajustés dans le cadre des modèles d'évaluation des stocks. La mise en pratique de ces techniques est détaillée dans les documents SCRS/2013/056 et SCRS/2013/057.

Le document SCRS/2013/117 fournit une évaluation des approches de modélisation de l'incertitude dans le cadre de modèles dynamiques de la biomasse. Ces approches comprennent le bootstrap, l'analyse par eustachage (« jack-knife »), la modélisation de l'incertitude reposant sur la matrice de covariance, la méthode delta, le profilage des vraisemblances et les techniques MCMC. Le document conclut que les estimations de l'incertitude obtenues à partir des mêmes données et le modèle d'évaluation des stocks varient en fonction de la méthode utilisée pour estimer l'incertitude. Par conséquent, d'autres évaluations menant à de « meilleures pratiques » sont justifiées.

4.1 Stock du germon de l'Atlantique Nord

4.1.1 SEAPODYM

Le document SCRS/2013/125 présente les résultats de la première expérience d'optimisation pour le stock de l'Atlantique Nord ayant recours au modèle SEAPODYM. La configuration du modèle utilisait une grille grossière de $2^{\circ} \times 2^{\circ}$ et une résolution par mois avec des entrées environnementales provenant d'une simulation

rétrospective réalisée au moyen d'une nouvelle analyse atmosphérique (NCEP). Au moyen de cette nouvelle analyse (fondée sur l'observation), la simulation couplée physique-biogéochimique a fourni une variabilité interannuelle, décennale et saisonnière raisonnable. Néanmoins, d'autres configurations à des résolutions supérieures donnant lieu à des conditions océaniques plus réalistes devraient compléter cette première étude.

Le document SCRS/2013/121 aborde diverses questions et problèmes potentiels se rapportant à l'analyse SEAPODYM, tels que la structure du stock, l'incertitude entourant la taille asymptotique par sexe, la mortalité naturelle servant de fonction de l'âge, les changements de la puissance de pêche de la flottille palangrière ciblant le germon, les préférences thermiques des différents âges, etc. Le document suggère que certains résultats pourraient être plus réalistes que ceux obtenus par d'autres modèles d'évaluation des stocks. Cependant, un grand nombre d'incertitudes entourent toujours la présente analyse et les résultats devraient être étudiés plus soigneusement avant de les utiliser pour formuler un avis.

Le Groupe a accueilli favorablement une approche de modélisation qui tient compte des dynamiques spatiales ainsi que des influences environnementales, étant donné qu'il s'agit d'éléments importants de la dynamique des populations de germon qui ne sont pas pris en compte dans les modèles utilisés actuellement pour évaluer les stocks. Le Groupe a également convenu que le modèle SEAPODYM pourrait être utile pour générer et tester les hypothèses.

4.1.2 Multifan-CL

Le document SCRS/2013/058 présente une évaluation préliminaire du stock de germon de l'Atlantique Nord au moyen de Multifan-CL avec un ensemble d'analyses exploratoires de données et de diagnostics. Le document propose d'appliquer une conception factorielle aux scénarios dans le but d'analyser l'incertitude entourant le comportement dynamique des flottilles de pêche et les données disponibles. Le document recommande que ces conceptions soient incorporées dans les «meilleures pratiques» des prochaines évaluations et MSE.

Même si les résultats préliminaires de ce modèle ont été présentés, un examen plus approfondi des données a fait apparaître plusieurs conflits graves dans les données d'entrée. Tout d'abord, il a été observé que plusieurs séries-clés de CPUE ont été élaborées en tant que prise en nombre par unité d'effort, tandis que la prise totale saisie dans le modèle était en poids. Étant donné que Multifan-CL utilise les CPUE standardisées et la capture totale déclarée pour calculer l'effort standardisé, la différence d'unité entre la CPUE et la capture peut entraîner un biais dans les estimations de l'effort, surtout si le poids moyen des poissons d'une pêcherie donnée a énormément changé au fil du temps. Par conséquent, les estimations de l'effort incluses dans le modèle préliminaire étaient moins fiables.

Afin de résoudre ce problème, la capture totale en nombre a été requise pour les palangriers et cette information a été reçue, faisant en sorte que la CPUE et les données de capture soient cohérentes. Pour les flottilles de surface, cette information n'était pas disponible et la prise par poids a dès lors dû être convertie en prise par taille au moyen d'un poids moyen de poisson pour chaque pêcherie par an. Cette information a été extraite de la base de données CAS, contenant des données à partir de 1975, fournie par le Secrétariat. Pour la flottille 1, ces données étaient suffisantes pour convertir la prise en poids en prise en nombre, étant donné que la pêcherie a débuté en 1981. Pour la flottille 2, qui a débuté en 1930, une moyenne du poids moyen de cette flottille entre 1975 et 1980 a été utilisée pour convertir la prise en nombre antérieure à 1975.

Après avoir réalisé cette opération, les nouveaux fichiers d'entrée MFCL ont été créés avec les mêmes unités pour les données de capture et de CPUE. Plusieurs possibilités d'exécution du modèle ont ensuite été débattues, proposées et réalisées (**Tableau 4**). On a discuté plus en profondeur de la structure et du paramétrage initiaux du modèle. Les auteurs du document SCRS/2013/058 ont proposé une structure initiale du modèle qui différait de la structure du modèle utilisée dans l'évaluation de 2009, principalement en ce que la CPUE des palangriers japonais et les fréquences de taille des palangriers du Taipei chinois étaient fortement réduites. Cette structure est détaillée et justifiée dans le document SCRS/2013/058 (voir également le point 2 du présent rapport), le scénario de référence mis en lumière dans ce document ne changeant qu'en fonction des modifications des fichiers d'entrée (fichier FRQ) susmentionnés. Étant donné que cette formulation diffère du modèle d'évaluation antérieur et de la structure de données, plusieurs scénarios de sensibilité ont été réalisés afin d'évaluer les implications de ces changements.

L'une des principales questions abordées était l'exclusion de la série de CPUE japonaise de cette évaluation actualisée. Une analyse exploratoire des données a fait apparaître que les séries de CPUE palangrière du Japon et du Taipei chinois étaient négativement liées dans certaines périodes qui se superposent. Cette question avait été abordée plus en profondeur lors de la réunion de préparation des données sur le germon de 2013. Il avait été conclu qu'il ne serait pas judicieux d'inclure les séries de CPUE palangrière du Japon et du Taipei chinois dans le

même modèle, car le modèle MFCL pourrait ne pas être en mesure de résoudre des tendances contradictoires de manière interne. Étant donné que la flottille du Taipei chinois est active dans la zone centrale de la zone de pêche, alors que la flottille japonaise s'est déplacée vers le Nord ou le Sud pour cibler d'autres espèces, son éloignement de la zone centrale pourrait signifier que cette série de CPUE ne fournit plus d'indice fiable de l'abondance de la population dans la zone centrale et elle a donc été réduite dans le modèle de référence (cf. point 2) pour répondre à cette préoccupation. Une évaluation de la sensibilité des implications de la réduction de l'indice japonais a également été réalisée. Des évaluations similaires des autres CPUE de la flottille n'ont pas pu être réalisées, faute de temps, mais pourraient être intégrées dans une conception factorielle des prochaines évaluations.

L'une des autres questions principales portait sur l'utilisation des données de fréquence de tailles des palangriers du Taipei chinois. Dans le modèle de référence, cette information a été fortement réduite étant donné que la taille moyenne de la capture échantillonnée de cette pêcherie était très variable au cours de certaines périodes, mais les raisons expliquant ces variations n'étaient pas claires (**Figure 13**). Les augmentations importantes de la taille moyenne au cours de ces dernières années pourraient être liées à l'augmentation de la couverture d'échantillonnage, mais elles pourraient également s'expliquer par un échantillonnage spatial biaisé (échantillons provenant de régions plus équatoriales et donc moins représentatifs de l'ensemble de la zone de distribution). Par conséquent, l'augmentation récente de la taille des poissons n'est probablement pas compatible avec la dynamique du stock de germon. Dès lors, les données de fréquence de taille peuvent ne pas être représentatives de la composition de la taille de la population sous-jacente, au moins d'une façon pouvant intégrer la structure spatiale actuelle du modèle. Cependant, il a été convenu qu'un scénario de sensibilité devrait être effectué afin d'inclure ces données des fréquences de taille du Taipei chinois afin d'évaluer son effet sur les résultats du modèle. En fait, ces données ont été mal ajustées en postulant une sélectivité logistique et des évaluations de la sensibilité supplémentaires ont été menées en postulant une sélectivité en forme de cloche. Une évaluation de la sensibilité des conséquences de l'omission des données de fréquence de tailles du Taipei chinois a également été réalisée.

D'autres scénarios de sensibilité incluaient la prise en compte de la fréquence de tailles du Taipei chinois et de la CPUE japonaise, la réduction de l'ensemble des séries de fréquence de taille (SF), le début du modèle à une année différente afin de tester l'influence que les postulats de départ concernant la structure de la population aurait eu sur les résultats du modèle, la prise en compte des postulats biologiques alternatifs tels que l'âge de la mortalité naturelle, ainsi que les données de marquage. Dans ce dernier cas, seules les données de marquage provenant des marques apposées entre 1988 et 1991 ont été prises en considération, étant donné qu'elles correspondent à une période pendant laquelle la majorité des marques ont été apposées, par rapport à un niveau relativement bas de marquage réalisé avant ou après cette période.

Résultats du modèle MFCL

Même si les paramètres de la courbe de croissance du modèle Multifan-CL ont été fixés (Santiago et Arrizabalaga, 2005), les tailles moyennes des premières classes d'âges 2 ont été estimées de manière indépendante afin de tenir compte des écarts par rapport à la fonction de croissance de von Bertalanffy (VBGF). La courbe finale de croissance est présentée à la **Figure 14**. La **Figure 15** illustre la trajectoire de la biomasse estimée du stock de germon du Nord de la période prise en compte dans l'évaluation, selon le cas de base. La biomasse actuelle estimée s'élevait à environ 185.980 t, avec SSB/SSB_{PME} à hauteur de 0,94.

La **Figure 16** présente les recrutements estimés de la période prise en compte dans l'évaluation. Contrairement au recrutement estimé lors de l'évaluation de 2009, dans le cadre de laquelle les recrutements des premières décennies demeuraient faibles par rapport au reste de la période, les recrutements estimés dans cette évaluation semblent être assez variables, mais avec des gammes cohérentes tout au long de la période d'évaluation. Les séries temporelles de F par classe d'âge sont présentées à la **Figure 17**. Il est estimé que F a considérablement augmenté dans les années 1950, ce qui correspond à la première période pour laquelle des données de fréquence de taille ont été fournies, de sorte que davantage d'informations sont disponibles pour classer les captures dans des classes d'âge. Cette période correspond également à une augmentation considérable des captures ayant eu lieu immédiatement après la deuxième Guerre mondiale.

La **Figure 18** présente les déviations de l'effort au fil du temps par pêcherie, ainsi que les CPUE observées et prédites. Ces diagrammes permettent d'examiner la cohérence globale du modèle avec les données de l'effort observé. Si le modèle est cohérent avec les données d'effort, on pourrait s'attendre à une dispersion uniforme des déviations d'effort au-dessus et en-dessous de zéro, même si l'on peut s'attendre à quelques données atypiques. L'apparition d'une tendance évidente des déviations de l'effort au fil du temps pourrait indiquer une tendance de

la capturabilité qui n'avait pas été suffisamment capturée par le modèle (Hampton 2002). Pour la majorité des pêcheries, il n'y a pas de tendances évidentes dans les déviations de l'effort et cela indiquerait que le modèle a extrait la plupart des informations présentes dans les données relatives à la variation de la capturabilité. Cependant, ce n'est pas toujours le cas et il peut être opportun de calibrer davantage le modèle pour les prochains scénarios. La flottille 1 en particulier semble présenter principalement des écarts positifs.

Les sélectivités estimées sont présentées à la **Figure 19**. Même s'il a été postulé que la plupart des sélectivités se rapportant à la palangre étaient logistiques, les sélectivités de la période de transition du Japon (pêcherie 6) et de la période de prises accessoires du Japon (pêcherie 7) ont été estimées dans le modèle. Il est intéressant de noter que des sélectivités en forme de cloche ont été estimées pour ces pêcheries, probablement en raison du déplacement de la zone d'activité des flottilles vers les limites de la zone centrale de pêche ce qui pourrait augmenter la capture de petits poissons, bien que les estimations puissent également être le résultat de la confusion avec d'autres postulats structurels du modèle.

L'analyse de la production réalisée dans le cadre de la présente évaluation inclut la relation stock-recrutement (**Figure 20**) dans la biomasse en conditions d'équilibre et les estimations de la production. La pente à l'origine de la relation stock-recrutement (*steepness*) a été estimée à 0,83, ce qui est légèrement différent du mode préalable s'élevant à 0,75. La courbe de production qui estime une production maximale équilibrée de 31.680 t avec un multiplicateur d'effort de 1,38 est présentée à la **Figure 21**. Les points de référence correspondants B/B_{PME} , SSB/SSB_{PME} et F/F_{PME} sont présentés aux **Figures 22, 23 et 24**, respectivement. Ceux-ci indiquent que la biomasse de la population actuelle est inférieure à la biomasse pouvant permettre la PME (0,80), la biomasse du stock reproducteur est également légèrement inférieure à SSB_{PME} (0,94), tandis que le F actuel est inférieur au F qui permettrait la PME (0,72). Par conséquent, ces résultats indiquent que le stock est surexploité, mais qu'il ne fait pas l'objet de surpêche.

Les ajustements globaux du modèle aux données de fréquences de taille sont présentés à la **Figure 25** et les valeurs résiduelles à la **Figure 26**. Les ajustements aux données de taille ne sont pas toujours très bons, ce qui indique que les postulats structurels concernant la sélectivité ne tiennent pas pleinement compte des changements de la fréquence de tailles au fil du temps ou des distributions de la fréquence de tailles présentant une forme inhabituelle (comme des distributions bimodales des données disponibles).

Étant donné que les données d'entrée et les spécifications du modèle ont connu des modifications importantes entre l'évaluation actuelle et celle réalisée en 2009, plusieurs scénarios de sensibilité ont été réalisés pour évaluer l'effet de ces changements sur les résultats du modèle. Les principaux changements concernent la réduction ou non des données de la CPUE des palangriers du Japon, la réduction ou non des données de fréquence de tailles des palangriers du Taipei chinois et le changement de l'effort standardisé en raison de l'utilisation de la prise totale en nombre pour certaines flottilles dans l'évaluation actuelle, par opposition à l'utilisation de la prise totale en poids pour les flottilles dans l'évaluation antérieure. Le scénario Alt8 aborde spécifiquement la question de la prise en poids ou en nombre. Le **Tableau 5** présente les points de référence relatifs de SSB/SSB_{PME} et F/F_{PME} pour le modèle de référence actuel ainsi que les points de référence relatifs pour tous les scénarios alternatifs. Il apparaît clairement que l'utilisation de la prise en poids (à l'instar de ce qui a été réalisé en 2009), et illustrée dans le scénario Alt8, aboutit à une vision plus pessimiste de l'état actuel des stocks.

Les trajectoires de la biomasse au cours du temps du scénario de référence et tous les scénarios alternatifs sont présentés à la **Figure 27**, tandis que les paramètres-clés des résultats du modèle, tels que la pente à l'origine de la relation stock-recrutement et les points de référence sont présentés dans le **Tableau 5**. Le scénario Alt7 est assez similaire aux spécifications du modèle du modèle 4B de 2009. On peut constater que l'inclusion de la CPUE des palangriers du Japon et des données de fréquence de tailles des palangriers du Taipei chinois donne lieu à une évaluation plus pessimiste des stocks. Ce constat est davantage renforcé dans le cas des scénarios Alt1 et Alt4 qui incluent séparément les données de fréquence de tailles des palangriers du Taipei chinois et la CPUE des palangriers du Japon, respectivement. Dans le cas du scénario Alt1, il a été permis que la sélectivité des palangriers du Taipei chinois ne soit pas logistique. Ceci a été réalisé afin de tenter de refléter le fait que, même s'il avait été postulé que la sélectivité était logistique, l'absence de gros poissons dans les données de fréquence de taille a donné lieu à des ajustements très pauvres aux données de fréquence de taille et si ce changement n'avait pas réalisé le modèle n'aurait pas convergé. Ce scénario visait à permettre au modèle de calculer de façon indépendante la forme de la courbe de sélectivité en fonction des données réelles de fréquence de tailles saisies dans le modèle. En outre, la restriction qui faisait en sorte que les sélectivités de tous les poissons de 10 ans ou plus étaient semblables a été supprimée. Les nouvelles sélectivités calculées pour les trois flottilles palangrière du Taipei chinois par ce scénario alternatif sont présentées à la **Figure 28**. Ce scénario a donné lieu à une évaluation pessimiste des stocks.

Le changement de l'année initiale dans le modèle (Alt2) n'a eu qu'un effet limité sur la trajectoire de la biomasse ou les points de référence relatifs. La réduction de toutes les données SF (Alt3) afin d'évaluer l'influence de ces informations sur l'ajustement du modèle a donné lieu à une évaluation des stocks légèrement plus pessimiste, alors que l'ajout d'un vecteur spécifique à l'âge de la mortalité naturelle (Alt5) a légèrement amélioré l'état du stock. Ce vecteur de mortalité naturelle est présenté à la **Figure 29**. L'ajout des données de marquage entre 1988 et 1991 (marque) a donné lieu à des estimations de l'état des stocks très similaires à celles du modèle de référence. Afin de savoir ce que l'état du stock aurait pu être en 2009, si les données corrigées avaient été utilisées avec la spécification actuelle du modèle, une variation du cas de base a été exécutée, mais en excluant les quatre dernières années de données (pour utiliser la même période que celle de l'évaluation précédente). Ce scénario (Alt 6) indique que si les données corrigées actuelles et le paramétrage modifié du modèle avaient été utilisés, l'état du stock par rapport aux points de référence aurait été relativement similaire, mais légèrement plus pessimiste que celui estimé en 2009. Ce scénario nous amène également à la conclusion que des informations des données des quatre dernières années (2008-2011) de l'actuel modèle indiquent que l'état du stock s'est amélioré depuis 2007.

De manière générale, les gammes des estimations de pente à l'origine de la relation stock-recrutement oscillent entre 0,80 et 0,88 et elles sont toutes plus élevées que la médiane de la distribution a priori. Cela signifierait qu'il y a des informations dans les données concernant la relation entre la biomasse du stock reproducteur et le recrutement, même si elle pourrait ne pas être particulièrement forte. Pour tous les modèles, l'estimation de la PME était similaire, se situant entre 26.000 t et 35.000 t. La majorité des scénarios ainsi que le scénario de référence indiquent que le stock est légèrement surexploité, mais qu'il ne fait plus l'objet de surpêche.

Diagnostics

Le Groupe a noté que l'AIC n'est pas utile pour comparer les ajustements aux données entre différents modèles car ils ne sont pas tous fondés sur les mêmes jeux de données. Toutefois, le Groupe a estimé qu'il pourrait être utile d'avoir des diagnostics concernant la façon dont les différents scénarios de référence et les scénarios de sensibilité ont été ajustés aux différentes séries de CPUE. À cet effet, l'écart type des valeurs résiduelles de l'effort pour chacune des séries de CPUE dans chacun des modèles a été calculé (**Tableau 6**). Bien que tous les scénarios n'aient pas été ajustés aux mêmes indices, dès lors que les diagnostics qui tiennent mieux compte de cette particularité seraient plus appropriés, ce tableau constitue une base de comparaison de l'accord relatif modèle - données entre les indices communs qui ont été ajustés dans les différents scénarios. Comme le montre ce tableau, le scénario de référence est le scénario qui s'ajuste le mieux aux indices communs (les scénarios avec une mortalité naturelle spécifique à l'âge et le scénario incluant les informations de marquage ont également présenté des valeurs comparables). Une évaluation plus approfondie de ce type de diagnostic pourrait être utile à l'avenir afin d'attribuer des pondérations objectives à différents scénarios, par exemple, dans une approche MSE dans laquelle un grand nombre d'hypothèses sont envisagées. Toutefois, il convient de noter que les modèles tels que MFCL ne s'ajustent pas uniquement aux séries de CPUE, mais également aux données de fréquence de taille, et qu'il pourrait donc s'avérer utile d'élaborer des diagnostics similaires pour les ajustements aux données de fréquence de taille.

Le profilage des vraisemblances a été réalisé pour le scénario de référence F/F_{PME} (**Figure 30**) et SSB/SSB_{PME} (**Figure 31**). Les profils présentaient une distribution assez large, notamment pour le profil SSB/SSB_{PME} . Ceci indiquerait que l'incertitude entourant l'état actuel de SSB/SSB_{PME} est supérieure à celle entourant F/F_{PME} . Le profil de SSB/SSB_{PME} est également asymétrique vers la droite. Le profil pourrait toutefois indiquer que le modèle converge vers une solution globale.

Le Groupe ne disposait pas des estimations de paires F/F_{PME} et B/B_{PME} pour représenter l'incertitude entourant l'état actuel du stock, mais disposait des écarts type pour les paramètres ainsi que leur corrélation. Par conséquent, le Groupe a défini l'incertitude de la même façon que dans les évaluations de 2007 et 2009, à savoir en créant 1.000 numéros aléatoires à partir d'une distribution normale à deux variables avec des moyennes des estimations de l'année antérieure de SSB/SSB_{PME} et F/F_{PME} et la matrice de covariance :

	SSB/SSB_{PME}	F/F_{PME}
SSB/SSB_{PME}	0,010404	-0,001916743
F/F_{PME}	-0,001916743	0,00743044

Le diagramme de Kobe ayant été généré est présenté à la **Figure 32**, et le diagramme circulaire associé à la **Figure 33**, donnant à penser qu'il existe une probabilité de 0,2% que le stock soit surexploité et qu'il fasse l'objet de surpêche, une probabilité de 72,4% que le stock soit surexploité, mais qu'il ne fasse pas l'objet de surpêche, et une probabilité de 27,4% que le stock ne soit pas surexploité et qu'il ne fasse pas l'objet de surpêche. Toutefois, le Groupe a observé qu'il ne s'agissait que d'une approximation en vue de déterminer l'incertitude entourant l'état actuel du stock, et a décidé d'effectuer des projections à l'aide d'un logiciel, autre que MFCL, comme cela avait été décidé dans les évaluations de 2007 et 2009.

4.1.3 ASPIC

ASPIC 5.34 a été utilisé pour réaliser l'évaluation du stock de germon de l'Atlantique Nord.

Diagnostic de l'état actuel du stock

Les résultats de sept essais de scénarios pour le germon de l'Atlantique Nord sont présentés dans le **Tableau 7**. Les scénarios ont été construits avec des combinaisons alternatives de capture et des séries de CPUE afin d'alimenter le modèle d'évaluation ASPIC v.5.34. Tous les scénarios imposent le niveau de la biomasse de 95% K au début de la série temporelle. Le **Tableau 8** et les **Figures 34 et 35** indiquent que tous les scénarios estiment que le stock se récupère et seul un scénario estime que la biomasse actuelle est inférieure à 60% de B_{PME} (scénario 4) et deux scénarios estiment qu'elle est supérieure à B_{PME} (scénario 2 et scénario 6). En ce qui concerne la tendance de la mortalité par pêche, tous les scénarios montrent que la mortalité par pêche actuelle (2011) est en moyenne inférieure ou égale à F_{PME} , oscillant entre 45% et 89% de F_{PME} .

Les diagrammes de Kobe (**Figure 35**) montrent que tous les scénarios suivent le même modèle de développement, surexploitation et rétablissement et que les différences ne concernent que le temps passé dans le quadrant rouge (surexploité et faisant l'objet de surpêche) (cf. scénario 4) et l'état du stock final. Seul un scénario (scénario 2) indique que le stock de germon du Nord se trouve principalement dans le quadrant vert du diagramme de Kobe.

Ceci dit, la **Figure 36** présente la probabilité du stock de se situer actuellement dans différentes zones du diagramme de Kobe en utilisant les estimations obtenues par bootstrap dans les sept scénarios. Selon ce diagramme, la probabilité que le stock se situe actuellement dans le quadrant vert du diagramme de Kobe est de 25%, la probabilité de se situer dans le quadrant rouge est de 13% et la probabilité de se situer dans le quadrant jaune est de 62%.

La **Figure 37** montre les diagrammes de densité de l'état actuel estimé du germon de l'Atlantique Nord pour les sept scénarios testés.

Ces résultats sont conformes avec ceux obtenus avec d'autres modèles pendant la séance d'évaluation et indiquent que les résultats de l'évaluation sont influencés par le choix des séries de CPUE utilisées pour alimenter le modèle. Cependant, tous les scénarios ont estimé que le stock se récupère et que la mortalité par pêche actuelle (2011) est proche ou inférieure à F_{PME} .

Projections

D'autres projections complètent la contribution de ce modèle à l'évaluation du germon de l'Atlantique Nord. Les projections déterministes avec une prise constante et des mortalités par pêche constantes sont présentées aux **Figures 38 et 39** pour tous les scénarios. La **Figure 39** résume les implications des quotas alternatifs pour les années à venir sur l'état d'exploitation du germon du Nord selon différents scénarios ASPIC. Dans le but de faire la lumière sur les projections instables des scénarios 4 et 5, deux figures supplémentaires montrent comment certaines valeurs de capture constante projetée pourraient entraîner l'effondrement du stock (**Figures 40 et 41**).

4.1.4 Stock synthèse

Phase exploratoire

Les configurations du modèle ont été réalisées avec le modèle Stock Synthèse (V3.24L) avant la réunion d'évaluation et ont été présentées au Groupe. Le modèle Stock Synthèse (SS) a été configuré avec douze flottilles, quatre trimestres et deux sexes. Pour la phase d'exploration de données, les données d'entrée générées aux fins de leur utilisation dans le modèle MFCL ont également été utilisées dans le modèle SS. On a postulé que la sélectivité de toutes les pêches était basée sur la taille et sur une fonction normale double ou on a postulé

qu'elle était asymptotique. Le niveau de recrutement non exploité (R_0) et de la pente à l'origine de la relation stock-recrutement (h) a été estimé librement. Huit configurations ont été exposées (**Tableau 9**), présentant chacune différents degrés de complexité et différentes utilisations des jeux de données. Un effort a été déployé pour construire certaines configurations d'une complexité inférieure afin de pouvoir évaluer les effets des différents niveaux de complexité sur les résultats du modèle. L'objectif principal de l'effort de modélisation de SS consistait à contribuer à vérifier les résultats des modèles MFCL (et autres). Les résultats des modèles SS exploratoires n'ont pas été officiellement utilisés pour formuler un avis de gestion. C'est pourquoi, alors que certains diagnostics du modèle SS (scénario 1) ont été présentés au Groupe, ces diagnostics ont été documentés dans le présent rapport de manière limitée.

L'erreur quadratique moyenne résiduelle (RMSE) de chacune des CPUE des dix SS exploratoires a été utilisée pour refléter le degré d'ajustement à chacune des séries individuelles (**Tableau 10** et **Figure 42**). En moyenne, les modèles SS présentent la RMSE la plus faible (à savoir le meilleur ajustement) avec la CPUE de la fin de la période du Taipei chinois et la RMSE la plus élevée (à savoir le pire ajustement) avec les séries temporelles de CPUE des canneurs portugais. Afin de tenir compte des variations spécifiques de la flottille dans la RMSE, plusieurs scénarios utilisent des repondérations de la variance pour augmenter / diminuer la pondération de chacune des séries temporelles de CPUE dans l'ajustement global du modèle. La repondération de la variance a tendance à diminuer les écarts de certaines séries temporelles de CPUE.

La gamme de configurations du modèle SS a inversé la matrice hessienne (un attribut positif). D'une manière générale, la suppression des données de taille (scénario 5), modifiant la trajectoire de B/B_{PME} , n'a pas entraîné de différence notable dans ce point de référence de la dernière année (**Figure 43**). La suppression des tailles a tendance à augmenter la réponse du modèle aux variations annuelles des données de CPUE. La combinaison de la suppression des tailles et la reconfiguration à une échelle temporelle annuelle (scénario 7) a eu un effet très notable sur l'estimation de l'état du stock (**Figure 44**). Cette série de scénarios du modèle donne à penser, de manière générale, que l'information de taille dans son ensemble pourrait ne pas être en contradiction avec les informations de CPUE dans son ensemble. Faute de temps pendant la réunion, il n'a pas été possible de tirer des conclusions quant au niveau de complexité adéquat du modèle d'évaluation, ceci dit un examen plus approfondi des différents diagnostics du modèle des scénarios susmentionnés pourrait aider à prendre cette décision.

Les huit modèles SS sont presque tous arrivés à la même conclusion, à savoir que le stock est surexploité, mais qu'il ne fait actuellement pas l'objet de surpêche. En outre, tous les modèles s'accordent sur le fait que la biomasse du stock a augmenté à partir de l'année 2000 environ. La configuration du modèle de production structuré par âge (ASPM) constitue une exception à ce résultat. Les résultats de l'ASPM étaient tellement différents de ceux des autres séries qu'ils ont été estimés suspects et qu'il s'est avéré nécessaire de poursuivre les travaux. Le Groupe a suggéré que le modèle aurait trouvé un minimum local et n'a peut-être pas convergé correctement. Cette suggestion repose sur l'expérience acquise dans le modèle ASPIC et les mêmes données. On pourrait conclure que ce modèle n'avait pas la complexité nécessaire pour saisir correctement les dynamiques de la pêche. Compte tenu de toutes ces caractéristiques, cette configuration n'a pas été examinée plus en profondeur.

Configurations de la phase post-exploratoire

Le Groupe a convenu d'explorer onze configurations du modèle SS (**Tableau 11**). De nombreuses configurations visaient à refléter le plus étroitement possible celles des scénarios alternatifs de MFCL.

La majorité des configurations post-exploratoires de SS ont donné lieu à des estimations de B/B_{PME} oscillant entre 0,5 et 1,0 (**Figure 45**) et à des estimations de F/F_{PME} oscillant entre 0,4 et 0,8 (**Figure 46**). Bien qu'il existe des exceptions, celles-ci ont été considérées comme une analyse de sensibilité et non comme le modèle de référence. Toutes les configurations du modèle suggèrent que la biomasse du stock continue à augmenter et que la mortalité par pêche continue à diminuer.

On a privilégié le scénario 12 du SS pour discuter des ajustements et des diagnostics globaux. Il s'agissait d'un modèle à deux sexes présentant une tendance ascendante de la mortalité naturelle des femelles (**Figure 47**). Les estimations de la sélectivité basées sur la taille et l'ajustement aux données de taille sur plusieurs années pour chacun des engins sont présentés à la **Figure 48**. En général, l'information contenue dans les compositions de taille ne coïncidait avec aucun type de tendances définitives du signal de recrutement. Le Groupe s'est demandé comment cela pourrait être le résultat des différentes flottilles ne pêchant pas d'une manière cohérente au cours du temps et dans l'espace pendant toute la période d'évaluation. L'apparition de bandes dans certains des schémas résiduels a suggéré des schémas bimodaux dans les fréquences et par conséquent il pourrait être utile d'envisager à l'avenir d'utiliser une sélectivité fondée sur l'âge. Les schémas résiduels (**Figure 49**) ont aussi donné à penser que la sélectivité variant dans le temps pourrait également être un facteur utile.

L'incapacité des modèles à fournir de bons ajustements à la série temporelle de la CPUE est clairement apparue lors de l'examen des valeurs résiduelles de l'ajustement (**Figure 50**). Plusieurs scénarios de sensibilité ont été réalisés afin de déterminer l'influence individuelle des séries de CPUE du Japon et du Taipei chinois. La phase exploratoire des scénarios a fait apparaître que la série temporelle de CPUE du Taipei chinois fournissait une erreur quadratique moyenne plus faible que la série de CPUE du Japon. Ceci a été confirmé par le fait que la flottille japonaise a pêché davantage en bordure des zones de distribution du stock plutôt que dans les zones centrales. Cela justifie en partie l'exclusion des séries temporelles de CPUE japonaises des scénarios utilisés pour formuler un avis de gestion.

La plupart des configurations du modèle sont compatibles avec les estimations du recrutement vierge et de la pente à l'origine de la relation stock-recrutement. Même sans utiliser un prior informatif, les estimations de la pente à l'origine de la relation stock-recrutement se sont maintenues entre 0,75 et 0,85 dans la plupart des configurations. Aucune tendance claire ne se dégageait dans la structure des écarts de recrutement, mais il y avait un écart positif inexplicé au cours de la dernière année de l'estimation (**Figure 51**). Si ces ajustements du modèle étaient utilisés pour formuler un avis de gestion, cela aurait dû être étudié plus en profondeur car ce point aurait pu avoir une très grande influence sur les projections.

Les paramètres de gestion estimés à partir du cas de base de MFCL et des modèles SS configurés dans une grande mesure comme le cas de base du MFCL (scénario 17) sont représentés aux **Figures 52 et 53**. Un examen plus minutieux des estimations de recrutement (**Figure 54**) et de la biomasse du stock reproducteur (**Figure 55**) a fait apparaître des différences dans la SSB, mais non pas dans le recrutement. La biomasse totale ne présentait aucune différence non plus (**Figure 56**). Ceci donne à penser que MFCL et SS, en dépit d'un calibrage correct, utilisent probablement des fonctions différentes pour estimer la fécondité absolue. Même s'il convient toutefois de le noter, cela n'a pas eu d'impact sur les paramètres de gestion ou les estimations de l'état du stock.

Les estimations du cas de base du modèle MFCL et SS de B/B_{PME} et F/F_{PME} de l'évaluation de 2009 et de la présente évaluation sont présentées à la **Figure 57**. Les estimations des paramètres de gestion sont relativement cohérentes non seulement d'une plate-forme de modélisation à l'autre, mais aussi dans le temps.

4.1.5 Méthodes d'analyse de population virtuelle (VPA)

Une analyse de population virtuelle (VPA) du germon de l'Atlantique Nord a été réalisée au moyen du programme VPA-2Box (Porch et al. 2001), version 4.01, pour la période 1975 - 2011. Les indices d'abondance relative et les paramètres d'entrée du cycle vital sont décrits dans le document SCRS/2013/013 et les données de prise par âge et de prise par âge partielle sont décrites dans le document SCRS/2013/122. Les postulats du modèle comprenaient un seul stock ne présentant aucun mélange ou migration, huit classes d'âge (âge 1 à 8+, le groupe plus représentant les âges 8 à 15), aucune séparation des sexes, une période de frai commençant le 1er mai, une limite de vulnérabilité appliquée aux 3 années terminales, aucune limite appliquée au recrutement ou à la relation stock-recrutement et aucune donnée de marquage. Huit indices d'abondance ont été inclus dans le modèle :

- Palangre du Japon (âges 3 à 8+) 1975 - 2011.
- Palangre du Taipei chinois (âges 2 à 8+) 1975-1987.
- Palangre du Taipei chinois (âges 2 à 8+) 1999-2011.
- Palangre des États-Unis (âges 3 à 8+) 1987-2011.
- Ligne traînante de l'UE-France (âges 2 et 3), 1975-1979.
- Ligne traînante de l'UE-France (âges 2 et 3), 1980-1987.
- Ligne traînante de l'UE-Espagne (âges 2 et 3), 1981-2011.
- Canne de l'UE-Espagne (âges 1 à 4), 1981-2011.

Les indices ont été pondérés de la même façon et une structure d'erreur multiplicative a été postulée. Les sources de données utilisées dans la présente évaluation diffèrent de celles utilisées dans l'évaluation antérieure réalisée en 2009 comme suit : (1) ajouter des données des canneurs espagnols en faisant référence aux âges 1 à 4, (2) diviser l'indice palangrier du Taipei chinois en deux périodes (1975 à 1987 et 1999 à 2011) afin de tenir compte des changements de l'espèce cible et de la configuration de l'engin, (3) regrouper les données des ligneurs espagnols en faisant référence aux âges 2 et 3, par opposition aux indices séparés de ces deux classes d'âges et (4) faire en sorte que la sélectivité des indices des ligneurs espagnols soient estimés au lieu d'être fixés pour une seule classe d'âge.

La paramétrisation du modèle s'écartait de l'évaluation de 2009 dans le sens où une limite avait été appliquée aux estimations de la vulnérabilité des âges 1 à 8 pour la période 2009-2011 pour pénaliser les écarts importants des estimations de la mortalité par pêche par âge étant donné que les estimations de la VPA pour la période terminale comptent généralement peu d'information. Cette limite n'a pas été appliquée dans l'évaluation précédente et une analyse de sensibilité a été réalisée pour déterminer l'effet de cette paramétrisation. Sur la base d'une recommandation formulée par le Groupe d'espèces, il a été postulé que la saison du frai commence le 1er mai, alors qu'il avait été postulé dans l'évaluation précédente que la saison du frai commençait le 1er juillet. Il est recommandé que ce postulat soit évalué à l'avenir, étant donné que la paramétrisation du modèle VPA dépend de ce postulat. Le modèle de référence a été paramétrisé selon ces postulats et une analyse par bootstrap (500 itérations) a été appliquée pour déterminer l'incertitude entourant les estimations du modèle de référence de la biomasse du stock reproducteur (SSB) et de la mortalité par pêche par âge (FAA).

Diagnostics

Les ajustements du modèle aux indices d'abondance et aux valeurs résiduelles ont été examinés afin de déterminer la pertinence de l'ajustement de la VPA aux différentes données des indices. Plusieurs scénarios alternatifs du modèle ont été réalisés afin de déterminer la sensibilité du modèle de référence aux différents postulats et d'estimer l'effet de la modification de ces postulats sur les résultats de la VPA. Les analyses de sensibilité incluaient:

- Une analyse des indices d'abondance relative obtenus par eustachage dans laquelle chaque indice a été retiré de manière itérative afin de déterminer l'influence des indices individuels sur des estimations du modèle.
- Une analyse de la mortalité naturelle variant avec l'âge (âge-1 $M = 0,63$, âge-2 $M = 0,46$, âge 3 $M = 0,38$, âge 4 $M = 0,34$, âge 5 $M = 0,31$, âge 6 $M = 0,29$, âge-7 $M = 0,31$, âge 8 + $M = 0,50$) a été comparée à la mortalité naturelle constante à travers les âges de 0,3, postulée dans le modèle de référence.
- Une analyse rétrospective dans laquelle les données des cinq dernières années ont été itérativement retirées pour examiner l'influence des années les plus récentes sur les estimations du modèle et pour comparer l'état du stock estimé dans le modèle de référence en 2011 avec un état du stock estimé rétrospectivement de 2001 projeté jusqu'en 2011.
- Ajout de la prise par âge, de la prise partielle par âge et des données de l'indice d'abondance relative de la période 1959-1974 afin de déterminer si l'ajout de cette série temporelle historique a donné lieu à une différence de l'estimation de l'état du stock et des points de référence (production maximale équilibrée, biomasse du stock reproducteur (SSB_{PME}) et mortalité par pêche selon une production maximale équilibrée (F_{PME})).

Résultats

Les estimations de l'abondance par âge (NAA) à partir du modèle de référence de la VPA indiquaient une forte baisse entre 1978 et 1984 (**Figures 58 et 59**) comme suite à une diminution des prises par unité d'effort des flottilles palangrières du Japon et du Taipei chinois (**Figure 60**). Les estimations de la mortalité par pêche par âge (FAA) oscillaient entre 0,1 et 0,8, la plus forte FAA étant estimée pour les âges 2, 3 et 4. La mortalité par pêche des classes des âges plus avancés a atteint un sommet en 1986, 1995 et 2000, et n'a cessé de diminuer au cours des 10 dernières années (**Figure 61**). Le modèle de référence a affiché un ajustement relativement bon aux indices palangriers du Japon et du Taipei chinois (début de la série) et un ajustement relativement faible aux données palangrières des États-Unis et du Taipei chinois (fin de la série) (**Figures 60 et 61**). L'ajustement du modèle aux indices des pêcheries de surface (ligneurs et canneurs) était moins cohérent que les indices palangriers de la première partie de la période, même si les tendances estimées entre les indices et les estimations du modèle étaient similaires. Les analyses par bootstrap ont fait preuve de stabilité dans les tendances estimées à long terme, mais ont présenté une incertitude entourant les estimations de la NAA et de la FAA de jeunes classes d'âges (âges 1 à 3) au cours de la période terminale, ainsi qu'une incertitude entourant la NAA et la FAA des classes d'âges plus avancés (âges 6 à 8+) au cours de la première partie de la période (**Figures 62 et 63**). Dans l'ensemble, les estimations de la NAA et de la FAA étaient moins variables pour les plus jeunes âges (à l'exception de la période terminale de 5 ans) et plus variables pour le groupe + (âges 8+) dans les itérations par bootstrap (**Figures 62 et 63**).

Les résultats du modèle VPA étaient sensibles au postulat de la mortalité naturelle (**Figure 64**), aux indices palangriers du Japon (**Figure 65**) et aux paramètres du F-ratio initial. Ils étaient moins sensibles aux paramètres du F terminal, à la mise à l'échelle de la variance et aux postulats de limite de vulnérabilité. Le passage du postulat d'une mortalité naturelle d'un âge constant (modèle de référence) à une mortalité variant avec l'âge a entraîné une augmentation de l'ampleur estimée de recrutement, de l'abondance des reproducteurs et de la biomasse du stock reproducteur, mais n'a pas modifié la tendance de la population à long terme (**Figure 64**). Les analyses par eustachage ont démontré que la tendance estimée à long terme était plus sensible à la suppression de l'indice des palangriers japonais, ce qui met en lumière l'influence de cet indice sur les estimations de stocks (**Figure 65**). La suppression de l'indice des palangriers japonais a donné lieu à une inversion de la tendance à long terme estimée, passant d'une diminution des stocks à une augmentation de l'abondance des stocks et de la biomasse de 1975 à 2011. L'indice palangrier des États-Unis a eu une grande influence sur la tendance estimée du stock de la période récente (2000 à 2011, **Figure 65**). Les indices du Taipei chinois et de la flottille de surface avaient une influence beaucoup plus réduite sur les estimations de l'abondance du stock. L'analyse rétrospective (suppression des prises et de l'abondance relative des dernières années) a indiqué que les estimations du modèle du recrutement et de la SSB ne sont pas sensibles aux données de la période récente (**Figure 66**).

L'estimation de l'état actuel du stock à partir du modèle de référence indique que le stock est surexploité et qu'il ne fait actuellement pas l'objet de surpêche (**Tableau 12, Figures 67 et 68**), la probabilité estimée de $SSB < SSB_{PME}$ et $F < F_{PME}$ s'élevant à 70 % (14 % de probabilité estimée d'être surexploité et de faire l'objet de surpêche $SSB < SSB_{PME}$ et $F > F_{PME}$, 15% de probabilité estimée de ne pas être surexploité et de ne pas faire l'objet de surpêche $SSB > SSB_{PME}$ et $F < F_{PME}$ et 1% de probabilité de ne pas être surexploité et de faire l'objet de surpêche $SSB > SSB_{PME}$ et $F > F_{PME}$). La biomasse estimée du stock reproducteur de 2011 s'élevait à 41.600 tonnes (intervalle de confiance à 80% de 35.400 à 51.100), avec une mortalité par pêche apicale estimée en 2011 de 0,26 (intervalle de confiance à 80% de 0,23 à 0,30). La PME estimée s'élevait à 36.500 tonnes (intervalle de confiance à 80% de 35.600 à 37.300). La biomasse du stock reproducteur pouvant soutenir la prise maximale équilibrée (SSB_{PME}) a été estimée à 50.800 tonnes (intervalle de confiance à 80% de 41.800 à 60.300), avec une F_{PME} estimée de 0,35 (intervalle de confiance à 80% de 0,32 à 0,41). La trajectoire du stock à long terme (**Figure 67**) à partir du modèle de référence indiquait que la SSB était supérieure à SSB_{PME} , que F était inférieur à F_{PME} en 1975, que F était supérieur à F_{PME} entre 1976 et 2007 et que la SSB était inférieure à la PME en 1985.

Les comparaisons de l'état du stock entre le modèle de référence et les scénarios de sensibilité influents ont mis en évidence l'incertitude entourant l'estimation de SSB_{2011} par rapport à SSB_{PME} (**Tableau 12, Figures 67 et 68**), alors que la médiane des estimations de la mortalité par pêche était plus solide dans les scénarios du modèle (**Tableau 12, Figures 67 et 68**). À titre d'exemple, le modèle de référence indiquait que SSB_{2011} se rapprochait de SSB_{PME} , par rapport à la mortalité variant avec l'âge et les scénarios obtenus par eustachage de l'indice palangrier des États-Unis qui estimaient que SSB était supérieure à SSB_{PME} en 2011, et également par rapport au scénario de la période historique qui estimait que SSB_{2011} était inférieure à SSB_{PME} . En revanche, la médiane des estimations de F_{2011} était inférieure à F_{PME} pour tous les scénarios du modèle. Alors que la suppression de l'indice palangrier japonais a entraîné une tendance de stock différant des autres scénarios du modèle, les ajustements de la courbe du recrutement du stock au recrutement estimé du modèle et à la SSB étaient pauvres, donnant lieu à des estimations biologiquement non plausibles de SSB_{2011}/SSB_{PME} et F_{2011}/F_{PME} . Il convient de noter que les estimations de l'état des stocks obtenues à partir de l'analyse de sensibilité par eustachage excluant l'indice japonais sont plus optimistes. Par conséquent, le scénario de sensibilité des données de la période historique représente le cas le plus pessimiste de la SSB actuelle, par rapport à SSB_{PME} . Cette analyse a été réalisée après la réunion de préparation des données et les données d'entrée historiques et la paramétrisation du modèle ont fait l'objet d'un examen plus approfondi. Par conséquent, ce scénario doit être considéré comme exploratoire et une évaluation plus rigoureuse est nécessaire (par exemple, la précision des données des captures historiques et les paramètres du F-ratio initial). En raison de l'incertitude entourant les données d'entrée et la paramétrisation du modèle, le modèle historique n'a pas été projeté dans l'avenir.

Sur la base des sensibilités et du modèle de référence de la VPA, il a été prédit que les captures de 32.000 tonnes ou moins se traduiraient par une diminution de la mortalité par pêche et conduiraient le stock sur la voie du rétablissement. Ces prévisions étaient fiables pour tous les scénarios du modèle (**Figure 69**). En résumé, alors qu'une incertitude considérable entourait la SSB estimée du germon de l'Atlantique Nord à partir de la VPA, les stratégies de ponction soutenable prédites étaient cohérentes de manière générale.

4.1.6 Résumé de l'état du stock

Les points communs et les différences des résultats des différentes plates-formes de modélisation (MFCL, SS, VPA et ASPIC) ont été examinés. Bien que la gamme des paramètres de gestion estimés soit relativement large, presque tous les modèles indiquaient que le stock était surexploité, mais qu'il ne faisait actuellement pas l'objet

de surpêche (**Figure 70**). Toutefois, les scénarios SS étaient plus cohérents les uns avec les autres qu'avec le modèle de référence de MFCL. La plupart des modèles de toutes les plates-formes affichaient une baisse de la biomasse du stock de 1930 à environ 1990 et une tendance croissante de la biomasse à partir de l'année 2000 environ. De même, la plupart des modèles dans toutes les configurations présentaient un niveau record de la mortalité par pêche en 1990 environ et une tendance à la baisse par la suite (**Figure 71**). En outre, les estimations de F/F_{PME} de la plupart des modèles des différentes plateformes étaient plus précises que les estimations de B/B_{PME} . Cela est également démontré par une projection rétrospective réalisée avec la VPA des 10 dernières années. Cette projection donnait à penser que les tendances de F/F_{PME} étaient plus prévisibles que les tendances de SSB/B_{PME} (**Figure 72**).

4.2 Stock du germon de l'Atlantique Sud

4.2.1 ASPIC

Méthodes

Le document SCRS/2013/118 présentait un modèle de production excédentaire en conditions de non-équilibre pour le stock de germon de l'océan Atlantique Sud, en utilisant le logiciel ASPIC (version 5.34). Les flottilles ont été classées de la même manière que dans l'évaluation de 2009 (**Tableau 13**). Les prises de chaque flottille (**Tableau 14**) ont été calculées sur la base des données de la Tâche I préparées lors de la réunion de 2013 de l'ICCAT de préparation des données sur le germon de l'Atlantique. Le **Tableau 15** présente les indices de CPUE utilisés dans les modèles. Plusieurs indices de CPUE utilisés dans la dernière évaluation n'ont pas été utilisés conformément aux décisions prises lors de la réunion de préparation des données sur le germon de l'Atlantique de 2013. Par conséquent, plusieurs flottilles n'ont pas d'indice de CPUE. Quatre modèles ont été examinés (**Tableau 16**). L'intervalle confiance de la trajectoire F/F_{PME} du scénario 7 présenté dans le document SCRS/2013/118 semblait peu ordinaire, c'est pourquoi la configuration du modèle a été modifiée lors de la réunion, ce qui a donné lieu à des intervalles de confiance plus raisonnables. Le Groupe a convenu que le modèle ASPIC doit être mis à jour avec les dernières données de capture et de CPUE.

État et diagnostics

En règle générale, tous les modèles ont prédit qu'à un moment donné dans le passé récent, le stock de germon du Sud avait fait l'objet de surpêche et avait été surexploité. Dans ces cas, hormis un modèle (scénario 7), la pression exercée par la pêche semble avoir diminué ces dernières années, ce qui s'est traduit par une augmentation ultérieure de la biomasse du stock.

Les résultats fondés sur les quatre cas de base suggèrent que le niveau d'exploitation de ces dernières années variait d'un cas à l'autre (B_{2012}/B_{PME} oscillait entre 0,813 et 0,950 et F_{2011}/F_{PME} entre 1,047 et 1,301, **Figure 82 et Tableau 17**). Afin d'élaborer des intervalles de confiance, 500 essais de bootstrap ont été réalisés pour chaque modèle. Les résultats obtenus par bootstrap des quatre cas sont présentés à la **Figure 83** (diagramme de Kobe I) et à la **Figure 84** (diagramme circulaire). Dans le cas du scénario 7, la majorité des résultats obtenus ont abouti dans le quadrant rouge du diagramme de Kobe (surexploité et faisant l'objet de surpêche), tandis que selon d'autres scénarios, les résultats étaient plus optimistes et aboutissaient dans le quadrant vert. Il est estimé que la PME oscille entre 22.620 t et 28.060 t (**Tableau 17**), ce qui se rapproche de la prise totale de 2011 (24.122 t).

Plusieurs analyses rétrospectives et de sensibilité ont été réalisées pour un scénario (scénario 8) du modèle ASPIC (**Tableau 18, Figure 73**). Les scénarios contenant l'indice palangrier de l'Uruguay divisé en deux périodes (1981-1991 et 1992-2011) sont inclus car cette pêcherie ciblait le thon obèse pendant la première période et l'espadon pendant la seconde période. En ce qui concerne les analyses de sensibilité, le B-ratio de la période initiale changeait pour chaque K et l'utilisation exclusive de l'indice de l'Uruguay ou du Japon (période de prises accessoires) a donné lieu à des résultats plus pessimiste et optimiste, respectivement. En ce qui concerne les analyses rétrospectives, des différences significatives ont été observées lorsque les données des six dernières années ont été supprimées.

4.2.2 Modèle de production excédentaire bayésien (BSP)

Le document SCRS/2013/123 présente une mise à jour du modèle de production excédentaire bayésien (BSP) qui avait été appliqué au stock de germon de l'Atlantique Sud dans l'évaluation de 2011 en ayant recours à deux années supplémentaires de données de capture et à la série de CPUE recommandée lors de la réunion de préparation des données sur le germon de 2013. Les priors informatifs de 2011 ont été utilisés ainsi qu'un prior

alternatif pour r qui était moins informatif. Les modèles alternatifs ont été utilisés afin de prédire la probabilité que les stocks atteignent une biomasse supérieure à B_{PME} selon divers scénarios de gestion. Des diagrammes de Kobe ont également été élaborés. Les estimations de l'état actuel dépendent en grande mesure du type de méthode utilisée pour pondérer les points de données de la CPUE et la pondération de la prise donnait lieu à des estimations plus optimistes. Le choix du prior pour r n'exerce pas de forte influence sur l'estimation de l'état du stock, même si le prior moins informatif produit des intervalles de confiance plus larges.

Méthodes

Le modèle bayésien de production excédentaire (BSP) a été appliqué au germon de l'Atlantique Sud pour les quatre scénarios du modèle de référence qui ont été utilisés pour ASPIC. Les modèles utilisés étaient les suivants : (1) pondération égale des indices, modèle Schaefer, (2) pondération par prise, modèle Schaefer, (3) pondération égale, modèle Fox avec $B_{PME}/K=0,37$ et (4) pondération par prise, modèle Fox avec $B_{PME}/K=0,37$. Les distributions a priori bayésiennes de l'évaluation de 2011 ont été utilisées dans les quatre modèles de référence. La distribution a priori de la biomasse de 1956 par rapport à K était lognormale avec une moyenne de 0,9 et un écart-type logarithmique de 0,1 impliquant que la population était pratiquement non exploitée au cours de la première année de la pêcherie. La distribution a priori de K était uniforme sur l'échelle logarithmique. Un prior informatif du taux intrinsèque de l'augmentation de la population r a été élaboré tel que présenté dans Babcock (2012) et l'évaluation de 2011, et a été calculé par approximation par une distribution t avec une moyenne de 0,2, une variance de 0,025 et df 10.

Le modèle a été ajusté aux données de capture de 1956 à 2011. Il a été postulé que les prises de 2012 et 2013 équivalaient à la moyenne des années 2007-2011. Les indices de CPUE utilisés étaient la première partie de la palangre japonaise, la dernière partie de la palangre japonaise, la palangre du Taipei chinois, la première partie de la palangre uruguayenne et la dernière partie de la palangre uruguayenne.

Outre les quatre scénarios de référence, des analyses de sensibilité ont été réalisées dans le but d'évaluer les implications de l'utilisation de différentes séries de CPUE et de différents priors informatifs sur les paramètres du modèle (**Tableau 19**). Des analyses rétrospectives ont également été réalisées.

Le programme BSP (version 1, disponible dans le catalogue ICCAT de méthodes) a été utilisé pour estimer les distributions marginales postérieures au moyen d'un algorithme de SIR échantillonnage avec rééchantillonnage par importance. Les priors ou une distribution t à variables multiples ont été utilisés pour intégrer la distribution a posteriori, ce qui a produit des diagnostics adéquats de convergence. Un échantillonnage aléatoire de 5.000 échantillons provenant de la distribution conjointe a posteriori a été utilisé pour estimer la médiane de la trajectoire et les intervalles de confiance de 80 %, compte tenu de la gamme de stratégies de pêche constante et de stratégies de taux de mortalité par pêche constante. Un sous-échantillon de 500 échantillons a été utilisé pour élaborer les résultats de la matrice de Kobe.

État et diagnostics

Les quatre modèles de référence BSP ont estimé une baisse historique de l'abondance du germon de l'Atlantique Sud, suivie par une tendance à la hausse au cours des dix dernières années (**Figure 74**). L'état actuel du stock par rapport à B_{PME} et F_{PME} dépendait toutefois de la formulation du modèle (**Figure 82, Tableau 20**). Les modèles incluant une pondération par prise étaient plus optimistes que les modèles incluant une pondération égale. Les formulations du modèle de Schaefer et Fox estimaient des tendances similaires et un épuisement semblable depuis 1956 ; toutefois, étant donné que B_{PME}/K est inférieure dans le modèle Fox, le modèle Fox a estimé des valeurs supérieures de $B_{actuelle}/B_{PME}$. Les intervalles de confiance des estimations de B_{PME} et F_{PME} étaient relativement importants, notamment lorsque les pondérations des captures étaient incluses (**Figure 75**).

Une analyse rétrospective a été appliquée aux cas du modèle de Schaefer, incluant tant une pondération par prise qu'une pondération égale (**Figure 76**). Dans les deux cas, les projections du modèle générées au moyen des données allant jusqu'en 2005 étaient relativement semblables à celles de l'évaluation actuelle, impliquant que le modèle reflète correctement les dynamiques du germon de l'Atlantique Sud.

Les diagrammes des valeurs résiduelles de la CPUE par année indiquent que les valeurs résiduelles présentaient des tendances, notamment dans le cas de la première partie de la série palangrière japonaise et à la fin de la série de l'Uruguay (**Figure 77**). Les valeurs résiduelles se distribuaient normalement conformément aux diagrammes qq-normal. Lorsque les séries de CPUE étaient supprimées du modèle, le modèle le plus optimiste était celui qui incluait uniquement la pêcherie palangrière japonaise et le plus pessimiste celui qui incluait le Taipei chinois et l'Uruguay (**Figure 78**).

Lorsque d'autres priors ont été utilisés, la médiane de la trajectoire de la biomasse était la même que celle du cas de base, sauf pour les cas incluant des priors uniformes dans r et K , avec une pondération de la prise pour chacun des indices (**Figure 79** et **Figure 81**). Dans le cas incluant une pondération égale et le modèle de Schaefer (**Figure 80a**), les distributions a posteriori de r et K présentaient un mode similaire pour les trois distributions a priori de K , avec davantage de priors informatifs fournissant des intervalles de confiance étroits. En revanche, les scénarios incluant une pondération par prise (**Figure 80b**), la distribution postérieure de K est très semblable au prior, ce qui implique que les informations provenant des données étaient limitées pour estimer r et K dans le cas de la pondération par prise. Ces données montrent que les données contenant une pondération égale fournissent davantage d'informations pour estimer les paramètres du modèle. Néanmoins, le modèle incluant une pondération par prise peut refléter plus précisément les tendances réelles, de sorte que les quatre modèles continuent à être utilisés comme cas de base.

4.2.3 Résumé de l'état du stock

Les huit modèles ASPIC et BSP présentent des tendances relativement uniformes de B/B_{PME} et F/F_{PME} au cours du temps (**Figure 82**). La médiane estimée de l'état actuel en 2011 se situe environ à $B/B_{PME}=1$ et $F/F_{PME}=1$ pour tous les modèles (**Figure 83**). Les modèles BSP étaient légèrement plus optimistes dans la médiane que dans les scénarios ASPIC, mais présentaient davantage d'incertitudes. Les diagrammes circulaires de Kobe illustrant la situation de 2011 varient d'un modèle à l'autre (**Figure 84**). Selon la moyenne des huit modèles, la probabilité de $B < B_{PME}$ et $F > F_{PME}$ (rouge) est de 0,57 et la probabilité de $B > B_{PME}$ et $F < F_{PME}$ (vert) est de 0,30 et la probabilité de situer dans le quadrant jaune est de 0,13.

5. Projections

Les résultats des projections utilisées pour formuler un avis sont décrits au titre de ce point de l'ordre du jour.

5.1 Atlantique Nord

Les résultats présentés à ce point ont été obtenus en projetant en avant les populations estimées de 2011 figurant au point 4.1.2 avec d'autres normes de contrôle de la ponction (« HCR »). Les sept scénarios envisagés dans le modèle de production ayant chacun recours à 501 résultats par bootstrap ont été projetés et ils sont tous considérés comme étant tout aussi plausibles les uns que les autres.

Les autres normes de contrôle de la ponction incluent d'autres mortalités par pêche cible $F_{cible} = [0,7, 0,75, 0,8, 0,85, 0,9 \text{ et } 1] \times F_{PME}$, des niveaux seuils de biomasse de $[0,6, 0,8 \text{ et } 1] \times B_{PME}$ et un point limite de référence de la biomasse de $B_{Lim} = 0,4 \times B_{PME}$. Dans le cadre de ces projections vers l'avant, la HCR est évaluée tous les trois ans et la mortalité par pêche est projetée en postulant une mise en œuvre parfaite.

Les résultats des projections sont illustrés à la **Figure 85** et au **Tableau 21**, qui indiquent la probabilité projetée de se situer dans le quadrant vert à l'horizon temporel projeté. La prise moyenne escomptée pour les trois premières années ainsi que la prise cumulée pour chaque future période quinquennale sont également présentées.

5.2 Atlantique Sud

5.2.1 Projections d'Aspic

Sur la base de l'examen par bootstrap (500 fois) de chaque scénario, des projections pour l'avenir ont été réalisées. La période de projection s'étale sur 15 ans (2012-2027). La prise constante future a été établie entre 14.000 et 36.000 t (avec des intervalles de 2.000 t) ou un F constant à $0,75 * F_{PME}$ jusqu'à $1,00 * F_{PME}$ (avec des intervalles de $0,05 * F_{PME}$) a été postulé. Il a été postulé que la prise de 2012 et 2013 équivalait à la moyenne de 2007-2011 (20.937 t) tant dans le cas du scénario de prise constante que du scénario de F constant.

Le programme ASPICP ver. 3.16 a été utilisé pour réaliser les projections futures. Les résultats de ces projections de prise constante et de F constant sont présentés aux **Figures 86 et 87** respectivement, qui illustrent la médiane de la trajectoire selon différents scénarios de prise constante. La **Figure 88** présente la production prévue selon un scénario de F constant. Les matrices de Kobe II (probabilité de ne pas dépasser le niveau de PME) sont présentées au **Tableau 22** pour chaque scénario d'ASPIC. Ces résultats indiqueraient que les prises dépassant 26.000 t, ou qu'un F supérieur à $0,85 * F_{PME}$, donneraient lieu à la réduction des ressources après 15 ans, selon presque tous les scénarios du modèle. Les scénarios postulant des séries de CPUE non pondérée sont en général plus optimistes que les séries de CPUE pondérée.

5.2.2 Projections de BSP

Les scénarios projetés sont fondamentalement les mêmes que ceux d'ASPIC dans le cas de l'Atlantique Sud. Selon une politique de prise constante, il est escompté que la médiane de la biomasse augmente et dépasse B_{PME} dans dix ans avec 50% de probabilités avec des TAC oscillant entre 18.000 et 34.000 t, selon le scénario (**Tableau 23, Figure 89**). Avec des taux de prise constante, les taux de capture inférieurs à F_{PME} ont permis à la population de rester à un niveau supérieur à B_{PME} avec une probabilité élevée pour tous les scénarios, à l'exception du cas incluant une pondération égale et le modèle de Schaefer. Lorsque F est égal à F_{PME} , la probabilité d'atteindre B_{PME} est presque nulle, car la trajectoire de la population est asymptote avant d'atteindre B_{PME} .

5.2.3 Projections pour l'Atlantique Sud

Les probabilités de la matrice de Kobe combinant les huit scénarios des modèles ASPIC et BSP avec une probabilité identique (**Tableau 24, Figure 90**) indiquent qu'une politique de capture fixant $0,90 F_{PME}$ ou un TAC de 20.000 t ramènerait F à un niveau inférieur à F_{PME} avec plus de 70 % de probabilité au cours des trois prochaines années. Augmenter B à un niveau supérieur à B_{PME} implique des réductions plus élevées de la mortalité par pêche. Une politique fixant $0,75F/F_{PME}$ permettrait $B > B_{PME}$ avec 85% de probabilité d'ici 2026. Un TAC de 20.000 t permettrait le rétablissement d'ici 2026 avec 70 % de probabilité. Le diagramme de Kobe de l'évaluation du stock de l'Atlantique Sud est présenté à la **Figure 91**.

6. Recommandations

6.1 Recherche et statistiques

- Le Groupe a recommandé que le cadre MSE en cours d'élaboration soit affiné pour le germon. Même si le Groupe a reconnu que des progrès ont été réalisés, les travaux devraient se poursuivre afin de mieux définir l'incertitude de l'état actuel et futur du stock.
- Le Groupe a reconnu qu'il était nécessaire d'intégrer des études environnementales dans les évaluations du germon et les évaluations similaires. Le Groupe a été confronté à de nouvelles informations donnant à penser que la profondeur de la couche mixte peut avoir une incidence sur la capturabilité des pêcheries de surface. Le Groupe a recommandé que des recherches soient réalisées plus en profondeur afin de confirmer cette question et a recommandé d'examiner des sources d'informations environnementales historiques susceptibles de contribuer à intégrer cette information dans les standardisations de CPUE des pêcheries de surface.
- Le Groupe a également recommandé de poursuivre les recherches afin de mieux définir la nature et, dans la mesure du possible, de quantifier les taux de mélange entre les océans Atlantique et Indien.
- Le Groupe a recommandé d'accroître les efforts en vue d'obtenir des séries historiques de capture, d'effort, de prise par taille, de distribution géographique et d'autres informations halieutiques connexes de la pêcherie des chalutiers semi-pélagiques français et d'autres pêcheries.
- Le Groupe s'est montré préoccupé par le fait que les déplacements des pêcheries palangrières peuvent avoir eu une incidence sur les tendances de leurs séries standardisées de CPUE. Par conséquent, le Groupe a recommandé de chercher de façon approfondie de meilleurs moyens pour intégrer les effets spatiaux dans la standardisation de la CPUE.
- Le Groupe a observé que les données d'échantillonnage de tailles de la palangre du Taipei chinois présentaient certains schémas qui peuvent ne pas refléter les changements de la population. Par conséquent, le Groupe a demandé d'éclaircir les raisons pouvant expliquer les schémas des données dans la mesure du possible.
- Étant donné que les dynamiques spatio-temporelles des pêcheries palangrières semblent affecter leur schéma de sélectivité, le Groupe a recommandé de redéfinir à l'avenir les pêcheries dans les modèles Multifan-CL et SS, compte tenu de la nature de ces pêcheries.
- De manière générale, le Groupe a fait remarquer que d'importantes incertitudes entourent encore la biologie, les pêcheries et la modélisation du germon de l'Atlantique Nord. Le Groupe continue dès lors de recommander le financement du Programme de recherche sur le germon.

6.2 Avis de gestion

Atlantique Nord

Le **Tableau 24** présente une gamme d'années et de niveaux de probabilité d'atteindre les objectifs de la Commission établis dans la Rec. 11-13. Des délais plus longs offrent davantage de possibilités pour les paramètres HCR qui projettent des probabilités plus élevées de se situer dans le quadrant vert du diagramme de Kobe. Les projections HCR indiquent que si, par exemple, la Commission adopte une « probabilité élevée » de 75% en l'espace d'une période de 10 ans, la HCR présentant un seuil de biomasse à B_{PME} associée à un F_{cible} de $0,9 F_{PME}$ fournirait la prise cumulée escomptée la plus élevée de la période de 10 ans et la prise moyenne escomptée pour 2014-2016 s'élèverait à environ 26.200 t. Par contre, si la Commission estime qu'une « probabilité élevée » de 60% en l'espace d'une période de 5 ans est suffisante, la HCR présentant un seuil de biomasse à B_{PME} associée à un F_{cible} de $0,9 F_{PME}$ atteindrait également cet objectif et donnerait lieu à la prise cumulée escomptée la plus élevée qui fournirait une probabilité d'au moins 60% dans les 5 ans à venir et la prise moyenne pour 2014-2016 resterait à un niveau d'environ 26.200 t. L'examen de la mise en œuvre et d'autres incertitudes de ces projections changerait probablement les estimations des niveaux de probabilité.

Atlantique Sud

Des projections à un niveau conforme au TAC de 2013 (24.000 t) ont fait apparaître que la probabilité de se situer dans le quadrant vert du diagramme de Kobe avec plus de 50% de possibilité ne serait atteinte qu'après 2020. Une probabilité semblable peut être atteinte plus tôt avec des valeurs de TAC inférieures.

Avec un niveau de capture d'environ 20.000 t, les probabilités de 50% seraient dépassées d'ici 2015 et les probabilités de 60% seraient dépassées d'ici 2018. Une réduction supplémentaire de la prise augmenterait la probabilité de rétablissement dans ces délais. De même, il est probable que des augmentations réduisent les probabilités de rétablissement et en prolongent les délais. Les prises supérieures au TAC actuel (24.000 t) ne permettraient pas que le stock se rétablisse avec une probabilité d'au moins 50% selon le calendrier prévu.

7. Autres questions

Le Groupe a discuté de la facilité d'utilisation de différentes approches pour évaluer l'état des stocks de germon de l'Atlantique. Conformément à la procédure établie par l'ICCAT, l'utilisation de plusieurs méthodes par le SCRS pour évaluer les stocks apporte une grande valeur. Cette procédure nécessite toutefois une quantité considérable de travail de préparation des données ainsi qu'une requête importante de données, notamment si des modèles statistiques intégrés sont utilisés. Dans le cas de l'évaluation actuelle du germon de l'Atlantique Nord, l'utilisation de deux modèles statistiques intégrés, VPA et modèles de production, ainsi que la mise en place de la MSE, a été possible car un plan de travail précis et dense avait été préparé par le groupe d'espèces sur le germon. Ce plan a été dirigé avec succès par le rapporteur du groupe d'espèces et a été suivi à la lettre et deux réunions (préparation des données et évaluation) ont été tenues. Néanmoins, la mise en œuvre du plan de travail a également supposé une quantité considérable de travail de préparation pour les scientifiques participant à l'évaluation et pour le Secrétariat. Compte tenu du nombre de réunions prévues chaque année pour lesquelles le Secrétariat doit réaliser un travail de préparation et un travail ultérieur, le Secrétariat pourra difficilement assumer les évaluations de stocks impliquant un tel volume de travail à l'avenir.

Le Groupe a également évalué les avantages et les inconvénients de l'utilisation de méthodes telles que VPA, reposant sur la CAA lorsque d'importantes incertitudes entourent la détermination de l'âge. En ce qui concerne les modèles statistiques intégrés, le Groupe a évalué de manière positive l'utilisation de deux modèles (MFCL et SS3) afin de tester la solidité de ces modèles pour évaluer le germon de l'Atlantique Nord. Le Groupe a toutefois convenu qu'il serait difficile de continuer à réaliser une évaluation aussi complexe à l'avenir et qu'il serait nécessaire de débattre en profondeur des meilleurs modèles d'évaluation du germon de l'Atlantique Nord et Sud. L'évaluation des différentes procédures de gestion dans un cadre MSE pourrait aider le Groupe à prendre des décisions à ce sujet à l'avenir.

En ce qui concerne les travaux futurs, le Groupe a discuté de la façon de mieux tirer profit de la réunion de préparation des données afin de réexaminer et d'évaluer les postulats, les différentes valeurs résiduelles des ajustements et les configurations du modèle de l'évaluation précédente. L'objectif de cette proposition consiste à essayer d'améliorer la continuité entre la réunion d'évaluation et la prochaine réunion de préparation des données.

Il a été fait remarquer que les diagrammes de valeurs résiduelles des données telles que les compositions par taille pourraient être utiles pour détecter par exemple si une zone et/ou un engin a été mal attribué dans la base de données du Secrétariat.

De même, les valeurs résiduelles des séries temporelles de CPUE pourraient servir à l'évaluation ultérieure de ces séries temporelles et contribuer à fournir des informations en ce qui concerne l'inclusion ou l'exclusion de ces données à l'avenir. De cette manière, l'intitulé « réunion de pré-évaluation » pourrait remplacer l'intitulé « réunion de préparation des données » afin de mieux refléter l'objectif plus vaste qui pourrait inclure un réexamen des efforts déployés dans le cadre des évaluations antérieures.

8. Adoption du rapport et clôture

Le rapport a été adopté et la réunion a été levée.

Références

- Anon. 2010, Report of the 2009 ICCAT Albacore Stock Assessment Session (*Madrid, Spain, July 13 to 18, 2009*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1113-1253.
- Anon. 2013, Report of the 2012 ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods (*Madrid, Spain, April 16 to 20, 2012*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 69 (in press).
- Anon. 2011, Report of the 2011 joint meeting of the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods and Bluefin tuna Species Group to analyze assessment methods developed under the GBYP and electronic tagging. http://www.iccat.int/Documents/Meetings/Docs/2011_WG%20METHODS-ENG.pdf
- Bard, F.X. 1981, Le thon germon (*Thunnus alalunga*) de l'Océan Atlantique. Ph.D. Thesis presented at the University of Paris, 333 p.
- Domingo, A., Pons, M., Jiménez, S., Miller, P., Barceló, C. and Swimmer, Y. 2012, Circle hook performance in the Uruguayan pelagic longline fishery. *Bulletin of Marine Science*. 88(3):499-511.
- Farley, J.H., Williams, A.J., Hoyle, S.D., Davies, C.R., Nicol, S.J. 2013, Reproductive Dynamics and Potential Annual Fecundity of South Pacific Albacore Tuna (*Thunnus alalunga*). *PLoS ONE* 8(4): e60577. doi:10.1371/journal.pone.0060577.
- Foreman, T.J. 1980, Synopsis of biological data on the albacore tuna, *Thunnus alalunga* (Bonnaterre, 1788), in the Pacific Ocean. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Spec. Rep.*, 2: 17-70.
- ICCAT, 2012, Report for Biennial Period, 2010-11, Part II.
- ICCAT, 2006-2013, *ICCAT Manual (Chapter 2. Albacore). International Commission for the Conservation of Atlantic Tuna. In: ICCAT Publications* [on-line]. Updated 2013. [Cited 01/27/]. <http://www.iccat.int/en/ICCATManual.htm>, ISBN (Electronic Edition): 978-92-990055-0-7
- ICES 2007, Report of the Study Group on Risk Assessment and Management Advice. ICES CM 2007/RMC: 02.
- Kell, L., O'Brien, C., Smith, M. Stokes, T. and Rackham, B. 1999, An evaluation of management procedures for implementing a precautionary approach in the ICES context for North Sea plaice (*Pleuronectes platessa*). *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil*, 56(6): 834-845.
- Kell, L.T., De Oliveira, J.A., Punt, A.E., McAllister, M.K. and Kuikka, S. 2006, Operational management procedures: An introduction to the use of evaluation framework. *Developments in Aquaculture and Fisheries Science*, 36: 379-407.
- Kimura, D.K. and Chikuni, S. 1987, Mixtures of empirical distributions: an iterative application of the age-length key. *Biometrics* 43: 23-35.
- Lee, L.K. and Yeh, S.Y. 2007, Age and growth of South Atlantic albacore – a revision after the revelation of otolith daily ring counts. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 60(2): 443-456.
- Penney, A. 1994. Morphometric relationships, annual catch-at-size for South African-caught South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 42(1): 371-382.
- Santiago, J. 1993, A new length-weight relationship for the North Atlantic albacore. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 40(2): 316-319.

- Santiago, J. 2004, Dinámica de la población de atún blanco (*Thunnus alalunga*, Bonaterre 1788) del Atlántico Norte. Tesis Doctoral, Univ. País Vasco, 354 pp.
- Santiago, J. and Arrizabalaga, H. 2005, "An integrated growth study for North Atlantic albacore (*Thunnus alalunga* Bonn. 1788)." *Ices J. Mar. Sci.* 62: 740-749.
- Schripa, M.J. 2009, Construction and evaluation of a two-sex assessment model for North Atlantic albacore (SCRS/2009/148).
- Serchuk, F.M. and Grainger, R.J.R. 1992, Development of the basis and form of ICES fisheries management advice: Historical background (1976-1990) and the new form of ACFM advice (1991-??). ICES CM 1992/Assess: 20.
- Williams, A.J., Farley, J.H., Hoyle, S.D., Davies, C.R., Nicol, S.J. 2012, Spatial and Sex-specific Variation in Growth of Albacore Tuna (*Thunnus alalunga*) across the South Pacific Ocean. *PLoS ONE* 7(6): e39318. doi:10.1371/journal.pone.0039318.

INFORME DE LA REUNIÓN ICCAT DE 2013 DE EVALUACIÓN DE ATÚN BLANCO DEL ATLÁNTICO NORTE Y DEL ATLÁNTICO SUR

(Sukarrieta, España, 17-24 de junio de 2013)

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

La reunión se celebró en AZTI-Tecnalia, en Sukarrieta, España, del 17 al 24 de junio de 2013. La Dra. Pilar Pallarés, en nombre del Secretario Ejecutivo de ICCAT, expresó su agradecimiento a AZTI por acoger la reunión y facilitar las disposiciones logísticas.

Presidió la reunión el Dr. Haritz Arrizabalaga (UE-España), relator del Grupo de especies sobre atún blanco. El Dr. Arrizabalaga dio la bienvenida a los participantes (El Grupo) y procedió a revisar el orden del día que fue adoptado 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:

P. Pallarés	Puntos 1 y 7
G. Diaz, H. Arrizabalaga	Punto 2
G. Scott	Punto 3
P. de Bruyn, M. Schrripa, G. Merino, M. Lauretta	Punto 4.1
E. Babcock, T. Matsumoto	Punto 4.2
L. Kell, G. Merino	Punto 5
H. Arrizabalaga, G. Scott, M. Keatinge	Punto 6
H. Arrizabalaga	Punto 7

2 Resumen de los datos disponibles para la evaluación

Los datos disponibles para la reunión de evaluación de stocks de atún blanco se resumen en el informe de la Reunión ICCAT de 2013 de preparación de datos sobre atún blanco del Atlántico norte y del Atlántico sur (SCRS/2013/013). El Grupo examinó la nueva información que se presentó tras la reunión de preparación de datos que se celebró en Madrid del 22 al 26 de abril de 2013.

2.1 Biología

En el documento SCRS/2013/113 se describían las condiciones oceanográficas de la zona de distribución del atún blanco dentro del océano Atlántico nororiental, y se intentaban identificar las condiciones medioambientales que causan las fluctuaciones interanuales en las capturas de esta especie. El análisis se centró en los años en los que las capturas de la flota vasca fueron bajas (a saber, 2000, 2001 y 2009, 2010) en comparación con otros años más favorables (a saber, 2005 y 2006). En el estudio se presentaban algunos resultados preliminares de la importancia potencial del índice de la Corriente del Golfo para la supervivencia y reclutamiento del atún blanco, y se resaltaba la importancia de parámetros como la temperatura de la superficie del mar (SST), las estructuras meso-escala y la estratificación de la columna de agua en la capturabilidad del atún blanco.

El Grupo debatió la necesidad de colocar en su contexto la CPUE de atún blanco del golfo de Vizcaya, dada la información proporcionada en el documento. El Grupo debatió el hecho de que el documento mostrase una serie de correlaciones entre rasgos oceanográficos y capturas de atún blanco realizadas por la flota vasca, pero que no planteara hipótesis que explicasen muchos de los resultados. Sin embargo, el Grupo halló que la correlación negativa entre la profundidad de la capa de mezcla y la capturabilidad del atún blanco constituía una información útil que podría tenerse en cuenta al interpretar las CPUE. Se sugirió que los autores exploren la disponibilidad de series temporales de datos históricos de profundidad de la capa de mezcla para su posible uso en la estandarización de la CPUE.

En el documento SCRS/2013/103 se presentaban los resultados preliminares de un estudio reproductivo del atún blanco en el océano Atlántico suroccidental. Se analizó un total de 14 ejemplares: 10 machos y 4 hembras. Se recogieron órganos reproductivos (ovarios y testículos) y se conservaron en formol al 10%. Se realizaron cortes

histológicos de entre 8 y 10 μm de grosor con un micrótopo y se les aplicó una tinción de hematoxilina de Mayer y eosina. En todas las gónadas masculinas, se observaron zonas acidófilas oscuras que evidenciaban la acumulación de material genético (ADN), que indicaban que los machos estaban en condición de reproducirse. Sin embargo, en las hembras sólo se observaron oogonias y oocitos de las fases I (inmadura) y II (descanso), lo que indica que todas las hembras analizadas eran maduras, pero inactivas. El resultado de los análisis de las gónadas de las hembras es coherente con la hipótesis de que la reproducción tiene lugar en latitudes más bajas. El Grupo instó a los autores a ampliar el estudio mediante el incremento del tamaño de la muestra.

En el documento SCRS/2013/126 se presentaban los resultados de una revisión bibliográfica de la identificación de las poblaciones de atún blanco entre y dentro de las regiones oceánicas (océanos Atlántico, Pacífico e Índico y mar Mediterráneo). Este documento es el primer paso de una revisión global del atún blanco realizada mediante el uso de la base de datos acuática internacional (ASFA). En el documento se examinaban 367 publicaciones, sobre todo compuestas de artículos (64%), pero también incluía la revisión de documentos, actas e informes de conferencias (24%) y libros (12%). Los autores concluyeron que, debido a las divergencias en los resultados, el concepto de stock y su delimitación sigue siendo un tema controvertido. Los autores indicaron que en la mayoría de las regiones del mundo existe una necesidad urgente de que se realicen más estudios sobre atún blanco para examinar y mejorar las unidades de ordenación actuales utilizadas por las Organizaciones Regionales de Ordenación Pesquera.

Considerando la ordenación utilizada para el atún blanco en el Atlántico, el Grupo debatió la posibilidad de que los atunes blancos inmaduros hallados en las aguas atlánticas de Sudáfrica sean migradores procedentes del océano Índico y que, por tanto, sean parte del stock de dicho océano. El Grupo reconoció que en la actualidad no hay información cuantitativa disponible que proporcione información sobre este tema a los modelos de evaluación. Por tanto, cualquier intento de incluir este tipo de información en una evaluación debería realizarse como escenarios de “que sucedería si” para examinar la sensibilidad de las evaluaciones a este hipótesis. El Grupo también debatió la migración potencial del atún blanco desde aguas sudafricanas a aguas sudamericanas. Se indicó que los cambios estacionales en las zonas en las que opera la flota de palangre de Taipei Chino en el Atlántico sur podrían ser una respuesta a la hipotética migración del atún blanco.

2.2 Captura, esfuerzo, talla y captura por edad (CAA)

En el documento SCRS/2013/122 se presentaba una CAA de atún blanco preparada por la Secretaría para su utilización en análisis de población virtual (VPA). En el documento se describía el procedimiento utilizado para estimar la CAA a partir de la captura por talla, los cambios realizados en el algoritmo de determinación de la edad utilizado en la evaluación de stock de 2009 y las diferencias entre la CAA generada para las evaluaciones de 2009 y para la evaluación actual. En el documento se indicaba que el número total de ejemplares estimados para la CAA era el mismo en las dos evaluaciones (2009 y 2013). Sin embargo, se hallaron diferencias en el número de peces por edad. El autor indicó que estas diferencias pueden explicarse en su mayor parte, aunque no completamente, por dos factores principales: (1) un cambio en el valor de *epsilon* (que controla el número de iteraciones) utilizado en el protocolo de determinación de la edad y (2) cambios en la definición de trimestre (dado que se asume que los peces nacen el 1 de abril, el trimestre abril-junio se definió como el primer trimestre). Sin embargo, el autor también indicó que el cambio en la definición de trimestre puede tratarse con la talla media por edad (MLAA) y recomendó que se emprendiesen las siguientes acciones:

- a) Seguir utilizando la MLAA tal y como se desarrolló originalmente.
- b) Utilizar el trimestre civil e informar al modelo VPA de que el mes de nacimiento para el atún blanco del Norte es el 4.
- c) En todos los casos introducir la CAA, Captura, WAA, PCAA, madurez, etc., en el año civil (enero a diciembre).

La CAA estimada se presenta en la **Tabla 1**, la **Figura 1** y la **Figura 2**. La MLAA se muestra en la **Tabla 2**.

2.3 Estimaciones de abundancia relativa

En la reunión de preparación de datos se presentó una actualización de las series de CPUE de la pesquería española de curricán (SCRS/2013/053), que cubría el periodo 1981-2011. En el proceso de creación de archivos de entrada para el análisis de Multifan (MFCL), esta serie reciente de CPUE se fusionó con dos series anteriores de curricán: series de CPUE estandarizadas de curricán de Francia (1967-1986) y una serie de CPUE nominal entre 1931 y 1975 (Bard 1977) para crear una serie de CPUE compuesta que permitiese estimar el esfuerzo para la Pesquería 2 entre 1930 y 2011. La metodología utilizada para producir esta serie compuesta se describe en

Anon. (2010). En este caso, se utilizó GLM que controla la fuente de datos (pesquería), el trimestre y el año para fusionar las tres fuentes diferentes en una escala común para su utilización en los análisis MFCL. En el caso de modelos de evaluación que utilicen escalas temporales anuales para el ajuste, el GLM aplicado controló el año y la fuente de información. En las **Figuras 3 y 4** se muestran los patrones resultantes.

El Grupo debatió las series de CPUE correspondientes a la flota palangrera pelágica uruguaya que se presentaron a la reunión de preparación de datos (SCRS/2013/043). Tras considerar los cambios en las especies objetivo de esta flota en el tiempo, el Grupo acordó dividir esta serie en dos periodos: 1982-1991, cuando la flota se dirigía al patudo, y 1992-2012 cuando el objetivo de la flota era el pez espada.

Durante la reunión de preparación de datos, el Grupo examinó las series de CPUE disponibles y decidió no utilizar algunas de ellas como entrada en los modelos de evaluación de stock (por ejemplo, los periodos de transición para Japón y Taipei Chino, así como el cebo vivo de Sudáfrica y el palangre brasileño, véase Anón. 2013) Aún así, el Grupo constató que los índices de palangre japonés y de Taipei Chino, aunque son los principales índices de palangre para el stock del norte y el stock del sur, mostraban algunas tendencias contradictorias y correlaciones negativas (**Figuras 5 y 6**). El Grupo indicó que la inclusión de ambos índices en los modelos de evaluación podría inducir a confusión, y decidió seguir explorando la naturaleza de estos índices. En el Atlántico norte, ambas pesquerías muestran claras diferencias en sus zonas de operaciones (**Figura 7**). En latitud, ambas flotas se solapan sobre todo en la zona 20°N-40° N, pero la flota de Taipei Chino opera sobre todo al oeste de 30°W. El Grupo indicó que los indicios proporcionados por las CPUE nominales de Japón y Taipei Chino eran muy similares en la zona delimitada por 20°N-40° N y al oeste de 30°W (**Figura 8**). El Grupo manifestó su preocupación por el hecho de que la estandarización de la CPUE podría no tener plenamente en cuenta los efectos espaciales. Considerando que la flota de palangre de Taipei Chino se ha dirigido con más constancia al atún blanco, y que para una alta proporción de su esfuerzo el atún blanco era la especie predominante en la captura (**Figura 9**), y dado que su zona de operaciones no ha cambiado mucho en comparación con la flota japonesa y que su nivel de capturas de atún blanco se ha mantenido en un nivel notablemente más elevado durante las últimas décadas, el Grupo decidió incluir el índice de Taipei Chino en el ensayo del caso base, reduciendo el índice de palangre japonés.

En el Atlántico sur, el Grupo inspeccionó las zonas de pesca para ambas flotas y observó similitudes y coherencias en las zonas explotadas por Japón en el periodo inicial y por Taipei Chino en los periodos subsiguientes (**Figura 7**), cuando Japón redujo la zona efectiva de pesca de atún blanco (número de cuadrículas de 5°x5° con al menos 1 t de capturas de atún blanco) (**Figura 10**). El Grupo convino en que el índice de Taipei Chino podría reflejar mejor la abundancia de atún blanco en el Atlántico sur, dado que esta flota se dirigió al atún blanco con mayor constancia a lo largo de todo el periodo y realizó menos desplazamientos espaciales en sus operaciones (esta decisión también respalda escenarios en los que las CPUE son ponderadas por la captura). Sin embargo, el Grupo también indicó que, en algunos casos, las pesquerías de captura fortuita pueden hacer un seguimiento de la abundancia de la población y tienen que seguir investigándose estos aspectos espaciales en el proceso de estandarización de la CPUE. Por tanto, en aras de la continuidad, el Grupo decidió considerar escenarios ponderados por la captura y escenarios ponderados igualmente en el Atlántico sur.

3 Puntos de referencia límite y objetivo y marco de asesoramiento de Kobe

Constatando que la Comisión ha solicitado al SCRS que identifique puntos de referencia límite para el atún blanco del norte (Rec. 11-04), el documento SCRS/2013/120 proporcionaba ejemplos de un enfoque para mejorar el diálogo entre el SCRS y la Comisión con miras a avanzar en la aplicación de normas de control de la captura (HCR) incorporando puntos de referencia límite y objetivo. Además, el enfoque 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). Junto con lo anterior, los principios rectores de la Rec. 11-13 proporcionan una base para diseñar las HCR. El SCRS ha recomendado una HCR genérica (ICCAT 2012), sobre la cual puedan realizarse y se realicen pruebas de robustez específicas del stock mediante una evaluación de estrategias de ordenación (MSE) con el fin de perfilar las HCR con las que se puedan alcanzar los objetivos de la Comisión, considerando al mismo tiempo la incertidumbre en las evaluaciones que puede cuantificar el SCRS.

Con el fin de avanzar en el diálogo entre el SCRS y la Comisión, el Grupo acordó proporcionar información a la Comisión basándose en una gama de valores provisionales de parámetros de HCR que podrían ajustarse a la política de la Comisión basándose en los resultados de la evaluación, tal y como se explica a continuación (véase también la **Figura 11**).

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 breve posible**.
3. Para los stocks que se encuentren en el cuadrante rojo del diagrama de Kobe (sobrepesca y 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 breve posible**, y la Comisión adoptará un plan para la recuperación de dichos stocks, y
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 breve 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) y que, dado que no hay todavía un enfoque unificado entre los métodos de evaluación de stock aplicados para cuantificar la incertidumbre, se trata de un campo importante de investigación en el que hay que centrarse y que se tiene que considerar en la MSE. Sin embargo, la Comisión espera un asesoramiento de ordenación basado en incertidumbres cuantificadas en las evaluaciones que realiza el SCRS (Res. 11-14).

El Grupo decidió proporcionar las previsiones de probabilidad del modelo considerando la incertidumbre que el Grupo pudo cuantificar para la evaluación de un rango de valores provisionales para los parámetros de HCR (**Tabla 3**) en la HCR genérica recomendada por el SCRS (véase la **Figura 12**) con el fin de orientar la discusión sobre cuestiones relacionadas con la toma de decisiones de carácter normativo: “elevada probabilidad” y “lo más breve posible”.

Se recomendó un punto de referencia límite **provisional** para la biomasa de $0,4B_{RMS}$, coherente con los límites robustos recomendados para varios stocks de túnidos del Pacífico (por ejemplo, Preece et al. 2011) y otros casos, hasta que pueda realizarse una gama más completa de pruebas de MSE para otras opciones. El Grupo recomendó que el asesoramiento de ordenación se proporcione en el formato K2SM HCR (F) descrito en el documento SCRS/2013/120 con el fin de promover el diálogo sobre las opciones de carácter normativo de la Comisión en el marco de la Rec. 11-13.

4 Evaluación de stock

En el documento SCRS/2013/036, que se presentó por primera vez en la reunión de 2013 del Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock, se presentaba un resumen de los métodos para diagnosticar índices de abundancia ajustados como parte de los modelos de evaluación de stock. La implementación práctica de estas técnicas se muestra en los documentos SCRS/2013/056 y SCRS/2013/057.

El documento SCRS/2013/117 proporcionaba una evaluación de los enfoques de modelación de la incertidumbre en el marco de los modelos de dinámica de biomasa. Estos enfoques incluían bootstrapping, *jackknife*, modelación de la incertidumbre basada en la matriz de covarianza, método delta, perfiles de verosimilitud y técnicas MCMC. El documento concluía que las estimaciones de incertidumbre obtenidas a partir de los mismos datos y modelo de evaluación de stock varían en función del método utilizado para estimar la incertidumbre. Por tanto, es necesario realizar evaluaciones adicionales encaminadas hacia las “mejores prácticas”.

4.1 Stock de atún blanco del Atlántico norte

4.1.1 SEAPODYM

El documento SCRS/2013/125 presentaba los resultados del primer experimento de optimización para el stock del Atlántico norte utilizando el modelo SEAPODYM. La configuración del modelo utilizó una cuadrícula de resolución tosca de $2^{\circ} \times 2^{\circ}$ y mes con entradas medioambientales de una simulación retrospectiva realizada mediante un re-análisis atmosférico (NCEP). Con este re-análisis (a saber, basado en la observación) la simulación conjunta física y bio-geoquímica proporcionó una variabilidad estacional, interanual y decenal razonable. Sin embargo, este estudio debería completarse con otras configuraciones con una resolución más elevada que proporcionen condiciones oceánicas más realistas.

En el documento SCRS/2013/121 se debatían varias cuestiones y problemas potenciales relacionados con el análisis SEAPODYM, como la estructura del stock, la incertidumbre en la talla asintótica por sexos, la mortalidad natural como una función de la edad, cambios en la potencia pesquera de la flota palangrera que se dirige al atún blanco, preferencias térmicas de las diferentes edades, etc. El documento sugiere que algunos de los resultados podrían ser más realistas que los obtenidos por otros modelos de evaluación de stock. Sin embargo, sigue existiendo una amplia gama de incertidumbres en este análisis, y sus resultados deben explorarse más detenidamente antes de que puedan considerarse para la provisión de asesoramiento.

El Grupo acogió con satisfacción un enfoque de modelación que consideraba las dinámicas espaciales y las influencias medioambientales, ya que éstos son elementos importantes de la dinámica de la población de atún blanco que no se consideran en los modelos utilizados actualmente para fines de evaluación de stock. El Grupo también convino en que el modelo SEAPODYM podría ser útil en el proceso de generación y comprobación de hipótesis.

4.1.2 Multifan-CL

En el documento SCRS/2013/058 se presentaba una evaluación preliminar de stock realizada con Multifan-CL para el stock de atún blanco del Atlántico norte con un conjunto de análisis exploratorios de datos y de diagnósticos. El documento proponía la aplicación de un diseño factorial para escenarios con el fin de analizar la incertidumbre asociada con el comportamiento dinámico de las flotas pesqueras y los datos disponibles. El documento recomendaba la incorporación de estos diseños en las “mejores prácticas” en evaluaciones de stock y MSE futuras.

Aunque se presentaron los resultados preliminares de este modelo, una investigación adicional de los datos reveló importantes conflictos en los datos de entrada. En primer lugar, se constató que varias series clave de CPUE se habían desarrollado como captura en número por unidad de esfuerzo, mientras que la entrada de captura total en el modelo estaba expresada en peso. Dado que Multifan-CL utiliza las CPUE estandarizadas y la captura total comunicada para calcular el esfuerzo estandarizado, la diferencia en unidades entre la CPUE y la captura puede generar sesgos en las estimaciones de esfuerzo, sobre todo si el peso medio de los peces en una pesquería determinada ha experimentado importantes cambios en el tiempo. Por ello, las estimaciones de esfuerzo incluidas en el modelo preliminar eran menos fiables.

Para solventar esta cuestión, se solicitó la captura total en número para las flotas de palangre. Se recibió esta información con lo cual la CPUE y la información sobre captura fueron coherentes. Para las flotas de superficie, no se disponía de esta información, por lo que hubo que convertir la captura en peso a captura en talla utilizando el peso medio de los peces para cada pesquería por año. Esta información estaba disponible en la base de datos CAS facilitada por la Secretaría desde 1975 en adelante. Para la flota 1, estos datos fueron suficientes para convertir la captura en peso a captura en número, ya que la pesquería comenzó en 1981. Para la flota 2, que comenzó a operar en 1930, se utilizó un promedio del peso medio para esta flota entre 1975 y 1980 para convertir la captura en número para el periodo anterior a 1975.

Una vez hecho esto, se crearon nuevos archivos de entrada MFCL con las mismas unidades para los datos de captura y de CPUE. Se debatieron, propusieron y realizaron diferentes opciones para ejecutar el modelo (**Tabla 4**). Se produjo un largo debate sobre la parametrización del modelo inicial y su estructura. Los autores del documento SCRS/2013/058 propusieron una estructura de modelo inicial que difería de la estructura de modelo utilizada para la evaluación de 2009 esencialmente en que la CPUE de palangre japonés y las frecuencias de talla de palangre de Taipei Chino se habían reducido considerablemente. Esta estructura se detalla y justifica en el documento SCRS/2013/058 (véase también la sección 2 de este informe), y el ensayo del caso base reseñado en el documento solo difería debido a cambios en los archivos de entrada (archivo frq) indicados antes. Dado que esta formulación difería de modelos de evaluación y estructuras de datos anteriores, se realizaron ensayos de sensibilidad para evaluar las implicaciones de estos cambios.

Uno de los principales puntos de discusión fue la exclusión de las series de CPUE japonesas de esta evaluación de base actualizada. Los análisis exploratorios de datos indicaban que las series de CPUE de palangre japonés y de Taipei Chino presentaban una correlación negativa en ciertos periodos de solapamiento. Esto se continuó debatiendo durante la reunión de preparación de datos de atún blanco de 2013, y se llegó a la conclusión de que no sería apropiado incluir las series de CPUE de palangre japonés y de Taipei Chino en el mismo modelo, ya que quizá el modelo MFCL no pueda resolver las tendencias contradictorias a nivel interno. Dado que la pesquería de Taipei Chino opera en la zona principal del área de pesca, mientras que la flota japonesa se desplaza al norte o al sur para dirigirse a otras especies, este movimiento fuera de la zona principal podría significar que esta serie

de CPUE no proporciona ya un índice fiable de abundancia de población en la región principal y, por tanto, se redujo en el modelo de base (véase también el punto 2 del orden del día) para abordar esta cuestión. También se evaluó la sensibilidad de las implicaciones de reducir el índice japonés. No se realizaron evaluaciones similares de CPUE de otras flotas debido a restricciones de tiempo, pero podrían incorporarse en un diseño factorial en futuras evaluaciones.

Otro campo de debate importante fue la utilización de la información de frecuencias de tallas del palangre de Taipei Chino. En el caso base del modelo, esta información se redujo en gran medida, debido a que la talla media de la captura muestreada en esta pesquería era muy variable en algunos periodos y a que no estaba clara la razón de estas variaciones. Los fuertes incrementos en la talla media en los años más recientes podrían estar relacionados con la mayor cobertura de muestreo, pero también con el muestreo espacialmente sesgado (muestras procedentes de regiones más ecuatoriales y, por tanto, menos representativas de la zona total de distribución). Por tanto, el incremento reciente en la talla de los peces probablemente no es coherente con las dinámicas del stock de atún blanco. Como consecuencia, los datos de frecuencias de tallas podrían no ser representativos de la composición por tallas de la población subyacente, al menos de un modo que pueda integrar la estructura espacial actual del modelo. Sin embargo, se acordó que debería realizarse un ensayo de sensibilidad para incluir esta información sobre talla de Taipei Chino con el fin de evaluar su efecto en los resultados del modelo. De hecho, estos datos se ajustaron mediocrementemente asumiendo una selectividad logística, y se realizaron evaluaciones de sensibilidad adicionales asumiendo una selectividad con forma de bóveda. También se realizó una evaluación de sensibilidad de las implicaciones de ignorar esencialmente los datos de frecuencias de tallas de Taipei Chino.

Otros ensayos de sensibilidad incluyeron la consideración de los datos de frecuencia de tallas de Taipei Chino y de la CPUE de Japón, la reducción de todas las series de frecuencias de tallas (SF), el inicio del modelo en un año diferente para probar la influencia que los supuestos de inicio sobre la estructura de la población tendrían en los resultados del modelo, la consideración de supuestos biológicos alternativos como mortalidad natural dependiente de la edad, así como la inclusión de datos de marcado. En este último caso, se consideraron únicamente los datos de marcas colocadas entre 1998 y 1999, ya que esto coincide con un periodo en el cual, con diferencia, se colocaron la mayor parte de las marcas frente al nivel bastante bajo de marcado que tuvo lugar fuera de dicho periodo.

Resultados del modelo MFCL

Aunque los parámetros de la curva de crecimiento en el modelo Multifan-CL fueron fijos (Santiago y Arrizabalaga 2005), las tallas medias de las dos primeras clases de edad se estimaron de forma independiente para considerar las desviaciones de la función de crecimiento de von Bertalanffy (VBGF). En la **Figura 14** se presenta la curva de crecimiento final. En la **Figura 15** se muestra la trayectoria estimada de biomasa para el stock de atún blanco del norte durante el periodo de evaluación, en función del caso base. La biomasa actual estimada se situó en aproximadamente 185.980 t y la SSB/SSB_{RMS} en 0,94.

En la **Figura 16** se proporcionan estimaciones de reclutamiento para el periodo considerado en la evaluación. A diferencia del reclutamiento estimado durante la evaluación de 2009, en la que los reclutamientos de las primeras décadas fueron bajos en comparación con el resto del periodo, los reclutamientos estimados en esta evaluación parecen bastante variables, pero con rangos coherentes durante el periodo de la evaluación. Las series temporales de F por edad se presentan en la **Figura 17**. Se estimó que F se incrementó notablemente en los cincuenta, época que se corresponde con el primer periodo para el que se dispuso de datos de frecuencias de tallas y, por lo tanto, para el cual hubo más información disponible para separar la captura por clases de edad. En este periodo también se produjo un notable incremento en las capturas, justo al terminar la segunda guerra mundial.

En la **Figura 18** se muestran las desviaciones del esfuerzo en el tiempo por pesquería, así como las CPUE observadas y predichas. La coherencia global del modelo con los datos de esfuerzo observados puede examinarse en estos gráficos. Si el modelo es coherente con los datos de esfuerzo, sería de esperar una dispersión uniforme de las desviaciones de esfuerzo por encima y por debajo de cero (aunque también se esperarían algunos datos atípicos). Si hubo una tendencia obvia en las desviaciones del esfuerzo en el tiempo, esto podría indicar que se produjo una tendencia en la capturabilidad y que el modelo no pudo captarla suficientemente (Hampton 2002). Para la mayoría de las pesquerías no hubo tendencias obvias en las desviaciones del esfuerzo, aunque esto podría indicar que el modelo ha extraído la mayor parte de la información presente en los datos sobre variación de la capturabilidad. Sin embargo, no siempre ha sido el caso, y para futuros ensayos sería conveniente mejorar y adaptar el modelo. En particular, la flota 1 parece presentar sobre todo desviaciones positivas.

En la **Figura 19** se presentan las selectividades estimadas. Aunque la mayoría de las selectividades LL se acotaron para adoptar una forma logística, dentro del modelo se estimaron las selectividades del periodo de transición japonés (pesquería 6) y del periodo de captura fortuita japonés (pesquería 7). Es interesante señalar que se estimaron selectividades con forma de bóveda para estas pesquerías, posiblemente debido a que las operaciones de las flotas se desplazaron a los extremos de la zona principal de pesca, dando lugar posiblemente a un incremento de la captura de ejemplares más pequeños, aunque las estimaciones podrían ser también el resultado de confusiones con otros supuestos estructurales del modelo.

El análisis de rendimiento realizado aquí incorporó la relación stock-reclutamiento (**Figura 20**) en estimaciones de rendimiento y de biomasa en equilibrio. Se estimó una inclinación de 0,83, ligeramente diferente de la moda anterior de 0,75. En la **Figura 21** se presenta la curva de rendimiento que estima el rendimiento máximo sostenible de 31.680 t con un multiplicador de esfuerzo de 1,38. En las **Figuras 22, 23 y 24** se muestran, respectivamente, los puntos de referencia correspondientes a B/B_{RMS} , SSB/SSB_{RMS} y F/F_{RMS} . Esto indicaría que la biomasa de la población actual se sitúa por debajo de la biomasa que permite el RMS (0,80), que la biomasa del stock reproductor es también ligeramente inferior a la SSB_{RMS} (0,94), mientras que el nivel de F actual es inferior al nivel de F que permite el RMS (0,72). Por tanto, estos resultados indican que el stock está sobrepescado, pero no está experimentando sobrepesca.

Los ajustes generales del modelo a los datos SF se presentan en la **Figura 25** y los residuos en la **Figura 26**. Los ajustes a los datos de talla no son siempre especialmente buenos, y esto muestra que los supuestos estructurales relacionados con la selectividad no tienen debidamente en cuenta los cambios en SF en el tiempo o las distribuciones de SF con formas inusuales (como distribuciones bimodales en los datos disponibles).

Dado que los datos de entrada y las especificaciones del modelo cambiaron sustancialmente en la evaluación actual con respecto a la evaluación de 2009, se realizaron varios ensayos de sensibilidad para evaluar el efecto que tienen estos cambios en los resultados del modelo. Los principales cambios incluyen reducir o no los datos de la CPUE de LL de Japón, reducir o no los datos SF LL de Taipei Chino y el cambio en el esfuerzo estandarizado debido al uso de la captura total en número para algunas flotas en la evaluación actual frente al uso de la captura total en peso para dichas flotas en la pasada evaluación. El ensayo Alt 8 aborda específicamente la cuestión de la captura en peso o en número. En la **Tabla 5** se muestran los niveles de referencia relativos de SSB/SSB_{RMS} y F/F_{RMS} para el modelo de base actual, junto con los niveles de referencia relativos para todos los ensayos alternativos. Está claro que la utilización de la captura en peso (como se hizo en 2009), que se muestra en el Ensayo Alt 8, tiene como resultado una visión más pesimista del estado actual del stock.

En la **Figura 27** se presentan las trayectorias de la biomasa en el tiempo para el caso base y para todos los ensayos alternativos, mientras que los parámetros clave de salida del modelo, como inclinación y puntos de referencia, se presentan en la **Tabla 5**. El ensayo Alt 7 es muy similar a las especificaciones del modelo del modelo 4B de 2009. Puede observarse que la inclusión de los datos de la CPUE LL de Japón y los datos SF LL de Taipei Chino tiene como resultado una evaluación más pesimista del stock. Esto se refuerza en los ensayos Alt 1 y Alt 4 que incluyen individualmente los datos SF LL de Taipei Chino y la CPUE LL de Japón, respectivamente. En el ensayo 1 se permitió que la selectividad LL de Taipei Chino adoptara una forma no logística. Esto se realizó para intentar captar el hecho de que aunque se construyó la selectividad para que fuera logística, la ausencia de grandes peces en los datos SF dio lugar a ajustes mediocres a los datos SF, y si no se hubiera realizado dicho cambio el modelo no habría convergido. Este ensayo trataba de conceder libertad al modelo para calcular de forma independiente la curva de selectividad basada en los datos SF reales facilitados al modelo. Además, se eliminó la restricción que hacía que las selectividades de todos los peces de edad 10 y superiores fuera la misma. En la **Figura 28** se presentan las nuevas selectividades calculadas mediante este ensayo alternativo para las tres flotas de palangre de Taipei Chino. Esto seguía generando una evaluación pesimista del stock.

El cambio en el año de inicio en el modelo (ALT 2) tuvo poco efecto en la trayectoria de la biomasa o en los niveles de referencia relativos. La reducción de todos los datos SF (ALT 3) para evaluar la influencia de esta información en el ajuste del modelo tuvo como resultado una evaluación de stock ligeramente más pesimista, mientras que la inclusión de un vector específico de la edad de la mortalidad natural (Alt 5) mejoró ligeramente la percepción del estado del stock. En la **Figura 29** se presenta este vector de mortalidad natural. La inclusión de datos de marcado entre 1988 y 1991 (marca), tuvo como resultado estimaciones del estado del stock muy similares a las del modelo del caso base. Para observar cuál podría haber sido el estado del stock en 2009 si se hubiesen utilizado los datos corregidos junto con la especificación actual del modelo, se ejecutó una variación del caso base, excluyendo los cuatro últimos años de datos (para utilizar el mismo periodo que en la evaluación anterior). Este ensayo (Alt 6) muestra que si se hubiesen utilizado los datos corregidos y la parametrización del

modelo modificada actualmente, el estado del stock con respecto a los niveles de referencia habría sido relativamente similar, pero ligeramente más pesimista que el estimado en 2009. También puede inferirse de este ensayo que hay información en los datos sobre los cuatro últimos años (2008-2011) del modelo actual que indica que el estado del stock ha mejorado desde 2007.

En general, las gamas de inclinación estimada oscilaron entre 0,80 y 0,88, cifras todas superiores a la mediana de la distribución previa. Esto implicaría que hay alguna información en los datos sobre una relación entre la biomasa reproductora y el reclutamiento, aunque ésta podría no ser especialmente fuerte. Para todos los modelos, la estimación de RMS fue similar y osciló entre 26.000 y 35.000 t. La mayoría de los ensayos, así como el caso base, indicaban que el stock está ligeramente sobrepescado pero que ya no está experimentando sobrepesca.

Diagnósticos

El Grupo constató que AIC no es útil para comparar ajustes a los datos entre los diferentes modelos, dado que no todos se basan en los mismos conjuntos de datos. Sin embargo, el Grupo consideró que podría ser útil tener algunos diagnósticos sobre cómo se ajustan los diferentes ensayos del caso base y de sensibilidad a las diferentes series de CPUE. A este efecto, se calculó y presentó en una tabla la desviación estándar de residuos de esfuerzo para cada serie de CPUE en cada uno de los modelos (**Tabla 6**). Aunque no todos los ensayos se ajustaron a los mismos índices y, por tanto, los diagnósticos que tienen mejor en cuenta este rasgo serían los más apropiados, esta tabla proporciona una base para comparar la concordancia relativa modelo-dato en los índices comunes que se ajustaron en los diferentes ensayos. Esta tabla mostraba que el caso base es uno de los ensayos que mejor se ajusta a los índices comunes (los ensayos con mortalidad natural específica de la edad y el que incluía información sobre marcado también mostraban valores comparables). Una evaluación adicional de este tipo de diagnóstico sería útil en el futuro para asignar ponderaciones objetivas a los diferentes ensayos: por ejemplo, en un enfoque MSE en el que se consideran numerosas hipótesis. Sin embargo, cabe señalar que modelos como MFCL no solo se ajustan a las series de CPUE sino que también se ajustan a los datos de frecuencias de tallas, por lo que podrían ser útiles para desarrollar diagnósticos similares para los ajustes a datos de frecuencias de tallas.

Se elaboraron perfiles de verosimilitud para el ensayo del caso base F/F_{RMS} (**Figura 30**) y SSB/SSB_{RMS} (**Figura 31**). Los perfiles mostraban una distribución bastante amplia, especialmente para el perfil SSB/SSB_{RMS} . Esto indicaría que la incertidumbre asociada con el estado actual de SSB/SSB_{RMS} es mayor que para F/F_{RMS} . El perfil para SSB/SSB_{RMS} presenta una asimetría hacia la derecha. Sin embargo, el perfil indicaría que el modelo converge en una solución global.

El Grupo no dispuso de pares de estimaciones de F/F_{RMS} y B/B_{RMS} que representen la incertidumbre asociada con el estado actual del stock, pero dispuso de desviaciones estándar para los parámetros así como de su correlación. Por tanto, el Grupo caracterizó la incertidumbre de un modo similar al de las evaluaciones de 2007 y 2009, a saber, generando 1.000 números aleatorios a partir de una distribución normal de dos variables con medias de las estimaciones de SSB/SSB_{RMS} y F/F_{RMS} del último año y una matriz de covarianza.

	SSB/SSB_{RMS}	F/F_{RMS}
SSB/SSB_{RMS}	0,010404	-0,001916743
F/F_{RMS}	-0,001916743	0,00743044

El diagrama de Kobe generado se presenta en la **Figura 32**, y el gráfico de tarta asociado en la **Figura 33**, lo que sugiere que hay una probabilidad de 0,2% de que el stock esté sobrepescado y experimentado sobrepesca, una probabilidad del 72,4% de que el stock esté sobrepescado pero no experimentando sobrepesca y una probabilidad del 27,4% de que el stock no esté sobrepescado ni experimentando sobrepesca. Sin embargo, el Grupo constató que se trataba sólo de una aproximación para caracterizar la incertidumbre sobre el estado actual del stock, y decidió realizar proyecciones utilizando un programa que no fuera MFCL, tal y como se decidió en las evaluaciones de 2007 y 2009.

4.1.3 ASPIC

Se utilizó ASPIC 5.34 para realizar una evaluación del stock de atún blanco del Atlántico norte.

Diagnóstico del estado del stock

En la **Tabla 7** se presentan los resultados de siete ensayos de escenario para el atún blanco del Atlántico norte. Los escenarios se crearon con combinaciones alternativas de series de CPUE y de captura para informar al modelo de evaluación ASPIC 5.34. Todos los escenarios imponen un nivel de biomasa de 95% K al inicio de la serie temporal. En la **Tabla 8** y en las **Figuras 34 y 35** se muestra que todos los escenarios estiman que el stock se está recuperando y que sólo un escenario estimó que la biomasa actual es inferior al 60% B_{RMS} (Escenario 4) y que dos estimaron que era superior a B_{RMS} (escenario 2 y 6). En cuanto a la tendencia de la mortalidad por pesca, todos los escenarios mostraban que la mortalidad por pesca actual (2011) se sitúa como promedio por debajo del nivel de F_{RMS} , oscilando entre 45% y 89% F_{RMS} .

Los gráficos de Kobe (**Figura 35**) muestran que todos los escenarios siguen el mismo patrón de desarrollo-sobreexplotación y recuperación, con diferencias únicamente en el tiempo que transcurre en el cuadrante rojo (sobrepescado y experimentando sobrepesca) (véase el escenario 4) y en el estado final del stock. Sólo un escenario (escenario 2) mostraba que el stock de atún blanco del norte está predominantemente en el cuadrante verde del diagrama de Kobe.

Sin embargo, la **Figura 36** muestra la probabilidad de que el stock esté actualmente en diferentes cuadrantes del diagrama de Kobe utilizando estimaciones realizadas mediante bootstrap en los siete escenarios. Según este gráfico, la probabilidad de que el stock esté actualmente en cuadrante verde del diagrama de Kobe es del 25%, la probabilidad de que esté en el cuadrante rojo es del 13% y la probabilidad de que esté en el cuadrante amarillo es del 62%.

En la **Figura 37** se muestran los gráficos de densidad del estado actual estimado del atún blanco del Atlántico norte para los siete escenarios utilizados.

Estos resultados coinciden con los obtenidos con otros modelos durante la sesión de evaluación, y mostraban que la elección de las series de CPUE utilizadas para informar al modelo influyen en los resultados de la evaluación. Sin embargo, todos los escenarios estimaron que el stock se está recuperando y que la mortalidad por pesca actual (2011) se sitúa cerca o por debajo de F_{RMS} .

Proyecciones

Se realizaron proyecciones adicionales para complementar la contribución de este modelo a la evaluación de atún blanco del Atlántico norte. En las **Figuras 38 y 39** se muestran proyecciones deterministas con captura constante y mortalidades por pesca constante para todos los escenarios. En la **Figura 39** se presenta un resumen de las implicaciones de cuotas alternativas para los próximos años en el estado de explotación del atún blanco del norte con diferentes escenarios ASPIC. Para arrojar luz a las proyecciones inestables de los escenarios 4 y 5, dos figuras adicionales muestran cómo algunos valores proyectados de captura constante podrían dar lugar al colapso del stock (**Figuras 40 y 41**).

4.1.4 Stock Shynthesis

Fase exploratoria

Antes de la reunión de evaluación se completaron las configuraciones del modelo con el modelo Stock Shynthesis (V3.24L) y éstas se presentaron al Grupo. El modelo Stock Shynthesis (SS) se configuró con doce flotas, temporadas de cuatro trimestres y dos sexos. Para la fase de exploración de datos, los datos de entrada del modelo MFCL se utilizaron también para el modelo SS. Se asumió que la selectividad para todas las pesquerías se basaba en la talla y en una función doble-normal o se asumió que era asintótica. El nivel de reclutamiento sin pesca (R_0) y la inclinación (h) se estimaron libremente. Se presentaron ocho configuraciones (**Tabla 9**), cada una con diferentes grados de complejidad y varias utilidades de conjuntos de datos. Se realizó un esfuerzo para elaborar algunas de las configuraciones con una complejidad decreciente, de tal modo que pudiesen evaluarse los efectos de los diferentes niveles de complejidad en los resultados del modelo. El objetivo primordial del esfuerzo de modelación SS era contribuir a verificar los resultados del modelo MFCL y de otros modelos. Los resultados de los modelos exploratorios SS no se utilizaron formalmente para fines de asesoramiento en materia de ordenación. De tal modo que, aunque se presentaron al Grupo algunos diagnósticos del modelo SS, estos diagnósticos se documentaron aquí de forma limitada.

El error cuadrático medio (RMSE) de cada una de las CPUE para los diez SS exploratorios se utilizó para demostrar el grado de ajuste a cada una de las series individuales (**Tabla 10** y **Figura 42**). De media, los modelos SS tienen el RMSE menor (es decir, el mejor ajuste) con la CPUE tardía de Taipei Chino y el mayor RMSE (es decir, el peor ajuste) a la serie temporal de CPUE del cebo portugués. En un esfuerzo por tener en cuenta las variaciones específicas de la flota en el RMSE, varios ensayos usaban la reponderación de la varianza para aumentar/reducir la ponderación que cada una de las series temporales de CPUE tiene en el ajuste global del modelo. La reponderación de la varianza tendía a reducir las discrepancias en algunas de las series temporales de CPUE.

El rango de configuraciones del modelo SS invertía la matriz hessiana (una característica positiva). En general, la eliminación de la información de tallas (ensayo 5) aunque alteraba la trayectoria de B/B_{RMS} , no producía una marcada diferencia en ese elemento de referencia en el año final (**Figura 43**). La eliminación de las tallas tendía a aumentar la respuesta del modelo a las variaciones anuales en los datos de CPUE. La combinación de la eliminación de las tallas y la reconfiguración a un plazo anual (ensayo 7) tuvo un efecto muy perceptible en la estimación del estado del stock (**Figura 44**). La percepción que proporciona este conjunto de ensayos del modelo es que, en general, la información de talla en su conjunto podría no entrar en conflicto con la información sobre CPUE en su conjunto. Teniendo en cuenta las limitaciones temporales de la reunión, no fue posible concluir cuán complejo debe ser el modelo de evaluación, sin embargo, un examen más en profundidad de los diversos diagnósticos del modelo de los ensayos mencionados más arriba podría ayudar a tomar esta decisión.

Casi todos de los ocho modelos SS llegaron a la misma conclusión de que el stock está sobrepescado, pero que actualmente no sufre sobrepesca. Además, todos los modelos estaban de acuerdo en que la biomasa del stock ha empezado a aumentar desde aproximadamente el año 2000. La excepción a este resultado era la configuración del modelo de producción estructurado por edad (ASPM). Los resultados del ASPM fueron tan diferentes a los de otros ensayos que se consideraron sospechosos y se pensó que necesitaban más trabajo. La discusión del Grupo sugirió que quizás el modelo encontró una solución mínima y podría no haber convergido adecuadamente. Esta sugerencia se basaba en la experiencia con el modelo ASPIC y los mismos datos. Una conclusión podría ser que a este modelo le faltaba la complejidad necesaria para representar de forma adecuada la dinámica de la pesquería. Teniendo en cuenta todas estas características, no se consideró más esta configuración.

Configuraciones de la fase postexploratoria

El Grupo acordó explorar un total de once configuraciones del modelo SS (**Tabla 11**). Muchas de estas configuraciones estaban pensadas para parecerse lo más posible a las de los ensayos alternativos de MFCL.

La mayoría de las configuraciones de SS postexploratorias tuvieron como resultado estimaciones de B/B_{RMS} en un rango de 0,5 a 1,0 (**Figura 45**) y estimaciones de F/F_{RMS} de entre 0,4 y 0,8 (**Figura 46**). Aunque había excepciones a esto, estas fueron consideradas análisis de sensibilidad y no el caso base del modelo. Cada configuración del modelo sugería que la biomasa del stock continuaba aumentando y que la mortalidad por pesca continuaba descendiendo.

El ensayo 12 del SS fue elegido como modelo preferible para discutir los diagnósticos y ajustes globales del modelo. Era un modelo de dos sexos con una tendencia ascendente lineal de la mortalidad natural de las hembras (**Figura 47**). La **Figura 48** presenta las estimaciones de las selectividades basadas en la talla y el ajuste resultante a la información de tallas en los años para cada uno de los artes. En general, la información incluida en las composiciones de talla era incoherente con respecto a cualquier tipo de tendencias definitivas en la señal de reclutamiento. El grupo discutió cómo podría ser este el resultado de que las diversas flotas no pesquen de forma constante en el espacio y el tiempo durante toda la duración del periodo de evaluación. La aparición de franjas en algunos de los patrones residuales sugería patrones bimodales en las frecuencias y por consiguiente, sería útil para el futuro contar con algún uso de selectividad basada en la edad. A partir de los patrones residuales estaba claro también (**Figura 49**) que la selectividad que varía en el tiempo podría ser una consideración útil.

La incapacidad del modelo para proporcionar buenos ajustes a la serie temporal de CPUE era evidente al examinar los residuos del ajuste (**Figura 50**). Se llevaron a cabo varios ensayos de sensibilidad para determinar la influencia individual de las series de CPUE de Japón y Taipei Chino. La fase exploratoria de los ensayos demostró que la serie de CPUE de Taipei Chino proporcionaba un RMSE inferior que el de la CPUE japonesa. Esto estaba respaldado además por el hecho de que la flota japonesa pescaba más al límite de las áreas de distribución del stock que en las zonas centrales. Esto proporcionaba alguna justificación para excluir la serie temporal de CPUE japonesa de los ensayos utilizados para formular el asesoramiento de ordenación.

La mayoría de las configuraciones del modelo eran coherentes con sus estimaciones de reclutamiento virgen e inclinación. Incluso sin el uso de una distribución previa informativa, las estimaciones de inclinación permanecen en el rango de 0,75 a 0,85 para la mayoría de las configuraciones. En el patrón de desviaciones del reclutamiento no había ninguna tendencia clara, sin embargo había una desviación positiva sin explicar el último año de la estimación (**Figura 51**). Si estos ajustes del modelo se utilizaran para el asesoramiento en materia de ordenación, este habría sido investigado con mayor detalle ya que este punto habría tenido una gran influencia en las proyecciones.

Los elementos de referencia de la ordenación estimados a partir del caso base MFCL y los modelos SS configurados de forma más parecida al caso base MFCL (ensayo 17) se muestran en las **Figuras 52 y 53**. Un examen más atento de las estimaciones del reclutamiento (**Figura 54**) y de la biomasa reproductora del stock (**Figura 55**) reveló diferencias en la SSB pero no en el reclutamiento. Tampoco había diferencia en la biomasa total (**Figura 56**). Esto sugiere que MFCL y SS, aunque bien calibrados, es probable que estén utilizando funciones diferentes para estimar la fecundidad absoluta. Aunque esto vale la pena señalarlo, no tiene ningún impacto en los elementos de referencia de la ordenación o en las estimaciones del estado del stock.

Las estimaciones de los casos base del MFCL y el SS de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} de la evaluación de 2009 y de esta evaluación se muestran en la **Figura 57**. Las estimaciones de los elementos de referencia de la ordenación eran relativamente coherentes no solo entre las plataformas de modelación sino también en el tiempo.

4.1.5 Métodos de Análisis de población virtual (VPA)

Se llevó a cabo un análisis de población virtual (VPA) del atún blanco del Atlántico norte utilizando el software VPA-2Box (Porch et al. 2001), versión 4.01 para el periodo 1975 a 2011. En el SCRS/2013/013 se describen los índices de abundancia relativa y las entradas de parámetros del ciclo vital, y en el SCRS/2013/122 se describen los datos de captura por edad y captura por edad parcial. Los supuestos del modelo incluían un stock único sin mezcla o migración, ocho clases de edad (edad 1 a 8+ con el grupo plus representando las edades 8 a 15), sin separación de sexos, el periodo de desove empezando el 1 de mayo, limitaciones a la vulnerabilidad aplicada a los 3 años terminales, sin limitaciones aplicadas en el reclutamiento o la relación stock-reclutamiento y sin datos de marcado incluidos. En el modelo se incluyeron ocho índices de abundancia:

- Palangre japonés (Edades 3 a 8+), 1975-2011
- Palangre de Taipei Chino (Edades 2 a 8+), 1975-1987
- Palangre de Taipei Chino (Edades 2 a 8+), 1999-2011
- Palangre de Estados Unidos (Edades 3 a 8+), 1987-2011
- Curricán francés (Edades 2 y 3), 1975-1979
- Curricán francés (Edades 2 y 3), 1980-1987
- Curricán español (Edades 2 y 3), 1981-2011
- Cebo vivo español (Edades 1 a 4), 1981-2011

Los índices se ponderaron igualmente y se asumió una estructura de error multiplicativo. Las fuentes de datos usadas en esta evaluación eran diferentes de las utilizadas en la evaluación de 2009 en lo siguiente: (1) incluyen los datos del cebo vivo español con referencia a las edades 1 a 4, (2) separan el índice de palangre de Taipei Chino en dos periodos (1975 a 1987 y 1999 a 2011) para tener en cuenta los cambios en la especie objetivo y en la configuración del arte, (3) combinan los datos del curricán español con referencia a las edades 2 y 3 en oposición a índices separados para estas dos clases de edad y (4) permiten que se pueda estimar la selectividad de los índices de curricán español en lugar de fijarla para una única clase de edad.

La parametrización del modelo difería de la evaluación de 2009 en que se aplicaba una limitación a las estimaciones de la vulnerabilidad de las edades 1 a 8 para el periodo 2009 a 2011 con el fin de penalizar las desviaciones grandes en las estimaciones de mortalidad por pesca por edad ya que las estimaciones del VPA para el periodo terminal tenían por lo general poca información. Esta limitación no se aplicó en la evaluación anterior y se llevó a cabo un análisis de sensibilidad para determinar el efecto de esta parametrización. Basándose en una recomendación del Grupo de especies, se asumió que la temporada de desove empezaba el 1 de mayo, mientras que en la evaluación anterior se asumió que la temporada de desove empezaba el 1 de julio. Se recomienda evaluar este supuesto en el futuro, ya que la parametrización del modelo VPA depende de este supuesto. El caso base del modelo se parametrizó bajo estos supuestos y se aplicó un análisis de bootstrap (500 iteraciones) para determinar la incertidumbre que rodea a las estimaciones del caso base del modelo de la biomasa reproductora del stock (SSB) y la mortalidad por pesca por edad (FAA).

Diagnósticos

Se examinaron los ajustes del modelo a los índices de abundancia y a los patrones residuales para determinar la conveniencia del ajuste del VPA a los datos de los diversos índices. Se llevaron a cabo varios ensayos alternativos del modelo para determinar la sensibilidad del caso base del modelo a diversos supuestos, y para estimar el efecto que tendría en los resultados del VPA cambiar estos supuestos. Los análisis de sensibilidad incluían:

- Análisis jackknife de índices de abundancia relativa en los que cada índice era iterativamente eliminado para determinar la influencia de índices individuales en las estimaciones del modelo.
- Un análisis de la mortalidad natural que varía con la edad (Edad-1 $M = 0,63$, Edad-2 $M = 0,46$, Edad-3 $M = 0,38$, Edad-4 $M = 0,34$, Edad-5 $M = 0,31$, Edad-6 $M = 0,29$, Edad-7 $M = 0,31$, Edad-8+ $M = 0,50$) se comparó con la mortalidad natural constante en las edades iguales a 0,3 asumidas en el caso base del modelo.
- Un análisis retrospectivo en el que los datos de los 1 a 5 años anteriores fueron iterativamente eliminados para examinar la influencia de los años más recientes en las estimaciones del modelo y para comparar el estado del stock estimado por el caso base del modelo en 2011 con un estado del stock estimado retrospectivo desde 2001 proyectado hasta 2011.
- Añadir datos de captura por edad, captura parcial por edad e índices de abundancia relativa del periodo 1959 a 1974 para determinar si la inclusión de esta serie temporal histórica tiene como resultado una diferencia en el estado del stock y los elementos de referencia estimados (rendimiento máximo sostenible, biomasa del stock reproductor (SSB_{RMS}) y mortalidad por pesca en el rendimiento máximo sostenible (F_{RMS}).

Resultados

Las estimaciones de abundancia por edad (NAA) del caso base del modelo VPA indicaban un brusco descenso entre 1978 y 1984 (**Figuras 58 y 59**) resultantes de un descenso en la captura de las clases de edad más mayores (**Figura 58**) y un descenso en la captura por unidad de esfuerzo de las flotas palangreras de Japón y Taipei Chino (**Figura 60**). Las estimaciones de mortalidad por pesca por edad (FAA) oscilaban entre 0,1 y 0,8 con la mayor FAA estimada para las edades 2, 3 y 4. La mortalidad por pesca en las clases de edad más mayores alcanzó un máximo en 1986, 1995 y 2000 y descendía de forma constante en los últimos 10 años (**Figura 61**). El caso base del modelo demostraba un ajuste relativamente bueno a los índices de palangre de Japón y Taipei Chino (primera parte de la serie) y un ajuste relativamente pobre a los datos de palangre de Estados Unidos y Taipei Chino (última parte de la serie) (**Figuras 60 y 61**). El ajuste del modelo a los índices de la pesquería de superficie (curricán y cebo vivo) era menos coherente que los índices de palangre de la primera parte del periodo, aunque las tendencias estimadas entre los índices y las estimaciones del modelo eran similares. Los análisis de bootstrap demostraron estabilidad en las tendencias estimadas a largo plazo, pero presentaban incertidumbre en las estimaciones de NAA y FAA de las clases de edad jóvenes (edades 1 a 3) durante el periodo terminal, así como incertidumbre en la NAA y FAA de las clases de edad más mayores (edades 6 a 8+) durante la primera parte del periodo (**Figuras 62 y 63**). En general, las estimaciones de NAA y FAA eran menos variables para las edades más jóvenes (con la excepción del periodo terminal de 5 años) y más variables para el grupo plus (edades 8+) en las iteraciones de bootstrap (**Figuras 62 y 63**).

Los resultados del modelo VPA eran sensibles a los supuestos de mortalidad natural (**Figura 64**), a los índices del palangre japonés (**Figura 65**) y a los parámetros iniciales de la ratio de F , y menos sensibles a los parámetros de la F terminal, a la escalación de la varianza y a los supuestos de limitación de la vulnerabilidad. Alterar el supuesto de mortalidad natural desde una mortalidad constante por edad (caso base del modelo) a una mortalidad que varía con la edad tenía como resultado un aumento en la magnitud estimada del reclutamiento, la abundancia de reproductores y la biomasa del stock reproductor, pero no alteraba la tendencia de la población a largo plazo (**Figura 64**). Los análisis Jackknife demostraron que la tendencia estimada a largo plazo era más sensible a la eliminación del índice de palangre japonés, enfatizando la influencia de este índice en las estimaciones del stock (**Figura 65**). La eliminación del índice de palangre japonés tenía como resultado una inversión de la tendencia estimada a largo plazo, desde el descenso del stock hasta un aumento en la abundancia del stock y la biomasa desde 1975 hasta 2011. El índice de palangre de Estados Unidos tenía mucha influencia en la tendencia estimada del stock en el periodo reciente (2000 a 2011, **Figura 65**). Los índices de las flotas de superficie y de Taipei Chino tenían considerablemente menos influencia en las estimaciones de abundancia del stock. El análisis retrospectivo (eliminación de datos de abundancia relativa y de captura de años recientes) indicaba que las estimaciones del modelo del reclutamiento y la SSB no eran sensibles a los datos del periodo reciente (**Figura 66**).

La estimación del estado actual del stock a partir del caso base del modelo es que está sobrepescado y no está sufriendo sobrepesca actualmente (**Tabla 12, Figuras 67 y 68**), con una probabilidad estimada de que $SSB < SSB_{RMS}$ y $F < F_{RMS}$ del 70% (probabilidad estimada del 14% de estar sobrepescado y sufriendo sobrepesca $SSB < SSB_{RMS}$ y $F > F_{RMS}$, probabilidad estimada del 15% de no estar sobrepescado ni sufriendo sobrepesca $SSB > SSB_{RMS}$ y $F < F_{RMS}$, y probabilidad estimada del 1% de no estar sobrepescado y estar sufriendo sobrepesca $SSB > SSB_{RMS}$ y $F > F_{RMS}$). La biomasa del stock reproductor estimada de 2011 era de 41.600 t (intervalo de confianza del 80% de 35.400 a 51.100 t) con una mortalidad por pesca apical estimada en 2011 de 0,26% (intervalo de confianza del 80% de 0,23 a 0,30). El RMS estimado fue de 36.500 t (intervalo de confianza del 80% de 35.600 a 37.300 t). La biomasa del stock reproductor que podría soportar el rendimiento máximo sostenible (SSB_{RMS}) se estimó en 50.800 t (intervalo de confianza del 80% de 41.800 a 60.300) con una F_{RMS} estimada de 0,35 (intervalo de confianza del 80% de 0,32 a 0,41). La representación de la trayectoria del stock a largo plazo (**Figura 67**) a partir del caso base del modelo indicaba que SSB era superior a SSB_{RMS} y que F era inferior a F_{RMS} en 1975, que F aumentaba por encima de F_{RMS} durante 1976 a 2007 y que SSB descendía por debajo de RMS en 1985.

Las comparaciones del estado del stock entre el caso base del modelo y los ensayos de sensibilidad influyentes destacaron la incertidumbre en la SSB_{2011} estimada en comparación con SSB_{RMS} (**Tabla 12, Figuras 67 y 68**), mientras que las estimaciones de la mediana de la mortalidad por pesca eran más robustas en los ensayos del modelo (**Tabla 12 y Figuras 67 y 68**). Por ejemplo, el caso base del modelo indicaba que SSB_{2011} estaba próxima a SSB_{RMS} , en comparación con la mortalidad variable con la edad y los ensayos de jackknife del índice de palangre estadounidense que estimaban que la SSB era superior a SSB_{RMS} en 2011, y también al compararla con el ensayo del periodo histórico que estimaba que la SSB_{2011} estaba por debajo de SSB_{RMS} . Por el contrario, la mediana de las estimaciones de F_{2011} estaba por debajo de F_{RMS} en todos los ensayos del modelo. Aunque la eliminación del índice de palangre japonés tuvo como resultado una tendencia del stock diferente a la de otros ensayos del modelo, los ajustes de la curva stock reclutamiento al reclutamiento estimado por el modelo y a la SSB eran pobres, lo que dio como resultado estimaciones biológicamente no plausibles de SSB_{2011}/SSB_{RMS} y F_{2011}/F_{RMS} . Cabría señalar que las estimaciones del estado del stock a partir del análisis jackknife al eliminar el índice japonés eran más optimistas. Por lo tanto, el ensayo de sensibilidad de los datos del periodo histórico representa el caso más pesimista de la SSB actual en comparación con SSB_{RMS} . Este análisis se realizó después de las jornadas sobre datos, y los datos de entrada históricos y la parametrización del modelo se evaluaron menos exhaustivamente, por lo tanto, este ensayo debería considerarse exploratorio y es necesaria una evaluación más rigurosa (por ejemplo, de la precisión de los datos de captura histórica y de los parámetros de la ratio de F inicial). Debido a la incertidumbre en los datos de entrada y a la parametrización del modelo, el modelo histórico no fue proyectado hacia adelante.

Basándose en el caso base del modelo VPS y en las sensibilidades, se predijo que capturas de 32.000 t o inferiores tendrían como resultado una menor mortalidad por pesca y conducirían a la recuperación del stock. Estas predicciones eran robustas en todos los ensayos del modelo (**Figura 69**). En resumen, aunque existía una incertidumbre considerable en la SSB estimada del atún blanco del Atlántico norte según el VPA, existía una coherencia global en las estrategias de captura sostenible predichas.

4.1.6 Resumen del estado del stock

Se examinaron los resultados para las diversas plataformas de modelación (MFCL, SS, VPA y ASPIC) para buscar puntos comunes y diferencias. Aunque el rango de elementos de referencia de la ordenación estimado es relativamente amplio, casi todos los modelos coincidían en que el stock estaba sobrepescado pero no sufriendo sobrepesca actualmente (**Figura 70**). Sin embargo, los ensayos de SS eran más coherentes entre sí que con el caso base del modelo MFCL. La mayoría de los modelos de las diversas plataformas mostraban una caída en la biomasa del stock desde 1930 a aproximadamente 1990, y una tendencia ascendente en la biomasa aproximadamente desde 2000. Asimismo, la mayoría de los modelos de todas las configuraciones mostraban un pico en la mortalidad por pesca aproximadamente en 1990 con una tendencia descendente a partir de entonces (**Figura 71**). Además, la mayoría de los modelos de las diversas plataformas demostró estimaciones más precisas de F/F_{RMS} que de B/B_{RMS} . Esto quedó demostrado también por una proyección retrospectiva llevada a cabo el VPA en los últimos 10 años que sugería que las tendencias de F/F_{RMS} eran más predecibles que las de SSB/B_{RMS} (**Figura 72**).

4.2 Stock de atún blanco del Atlántico sur

4.2.1 ASPIC

Métodos

El documento SCRS/2013/118 presentaba un modelo de producción excedente en no equilibrio para el stock de atún blanco en el Atlántico sur utilizando ASPIC ver. 5.34. La categorización de la flota (**Tabla 13**) era similar a la utilizada en la evaluación de 2009. La captura para cada flota (**Tabla 14**) se calculó basándose en los datos de Tarea I preparados en la reunión de preparación de datos de atún blanco del Atlántico de 2013. La **Tabla 15** muestra los índices de CPUE usados para los modelos. Varios de los índices de CPUE utilizados en la última evaluación no se utilizaron ahora basándose en las decisiones tomadas durante la Reunión de preparación de datos de atún blanco de 2013. Por lo tanto, varias flotas no tienen índice de CPUE. Se examinaron cuatro modelos (**Tabla 16**). El intervalo de confianza de la trayectoria de F/F_{RMS} para el ensayo 07 presentado en el documento SCRS/2013/118 parecía inusual y por tanto se modificó la configuración del modelo durante la reunión, lo que tuvo como resultado intervalos de confianza más razonables. El Grupo acordó que el modelo de ASPIC debería actualizarse con la última información sobre captura y CPUE.

Estado y diagnósticos

En general, todos los modelos predijeron que en alguna etapa del pasado reciente, el stock de atún blanco del Sur había sido objeto de sobrepesca y había estado sobrepescado. En estos casos, excepto para un ensayo (Ensayo 07), la presión pesquera parece haber descendido en años recientes, lo que se ha traducido en un subsiguiente aumento de la biomasa del stock.

Los resultados basados en los cuatro casos base sugerían que el nivel de explotación en años recientes variaba entre los casos (B_{2012}/B_{RMS} oscilaba entre 0,813 a 0,950 y F_{2011}/F_{RMS} entre 1,047 y 1,301, **Figura 82** y **Tabla 17**). Con el fin de generar intervalos de confianza, se llevaron a cabo 500 ensayos de bootstrap para cada modelo. Los resultados del bootstrap para los cuatro casos se muestran en la **Figura 83** (diagrama de Kobe I) y la **Figura 84** (diagrama de tarta). Para el ensayo 07, la mayoría de los resultados en el cuadrante rojo del diagrama de Kobe (sobrepescado y sobrepesca) mientras que para los demás ensayos, los resultados eran más optimistas y algunos terminaban en el cuadrante verde. El RMS se estima entre 22.620 t y 28.060 t (**Tabla 17**), cifra cercana a la captura total de 2011 (24.122t).

Se llevaron a cabo varios análisis de sensibilidad y retrospectivos para un escenario (ensayo 08) del modelo ASPIC (**Tabla 18**, **Figura 73**). Se incluyen los escenarios con el índice de palangre uruguayo separado en dos periodos (1981-1991 y 1992-2011) porque esta pesquería se dirigía al patudo en el primer periodo y al pez espada en el segundo periodo. Respecto a los análisis de sensibilidad, la ratio de B del periodo inicial cambiaba para cada K, y utilizar solo el índice uruguayo y el japonés (periodo de captura fortuita) producía resultados más pesimistas y optimistas respectivamente. En cuanto a los análisis retrospectivos, se observó una gran diferencia cuando se eliminaron los datos para los 6 últimos años o más.

4.2.2 Modelo de producción excedente bayesiano (BSP)

El documento SCRS/2013/123 presentaba una actualización del modelo de producción excedente bayesiano (BSP) que fue aplicado al stock de atún blanco del Atlántico sur en la evaluación de 2011 utilizando dos años adicionales de datos de captura y la serie de CPUE recomendada en la reunión de preparación de datos de atún blanco de 2013. Se utilizaron las mismas distribuciones previas informativas que en 2011, así como una distribución previa alternativa para r que era menos informativa. Los modelos alternativos se utilizaron para predecir la probabilidad de que el stock alcance una biomasa por encima de B_{RMS} en un rango de escenarios de ordenación. Se realizaron también diagramas de Kobe. Las estimaciones del estado actual del stock dependían en gran medida del método utilizado para ponderar los puntos de datos de CPUE y ponderando la captura eran más optimistas. La elección de la distribución previa para r no influyó enormemente en la estimación del estado del stock, aunque la distribución previa menos informativa producía intervalos de confianza más amplios.

Métodos

Se aplicó el modelo bayesiano de producción excedente (BSP) al atún blanco del Atlántico sur para los mismos cuatro casos base del modelo que se utilizaron para ASPIC. Los modelos utilizados fueron: (1) ponderación igual de los índices, modelo Schaefer; (2) ponderación por captura, modelo Schaefer, (3) ponderación igual, modelo Fox con $B_{RMS}/K=0,37$ y (4) ponderación por captura, modelo Fox con $B_{RMS}/K=0,37$. Para los cuatro casos base

del modelo se utilizaron las mismas distribuciones previas bayesianas que se utilizaron en la evaluación de 2011. La distribución previa para la biomasa de 1956 relativa a K era lognormal con una media de 0,9 y una desviación estándar logarítmica de 0,1, lo que implica que la población estaba prácticamente sin explotar en el primer año de la pesquería. La distribución previa para K era uniforme en la escala logarítmica. Se desarrolló una distribución previa informativa para la tasa intrínseca de crecimiento de la población r como se muestra en Babcock (2012) y en la evaluación de 2011 y fue aproximada mediante una distribución t con una media de 0,2, una varianza de 0,025 y una df de 10.

El modelo se ajustó a los datos de captura desde 1956 a 2011. Se asumió que las capturas en 2012 y 2013 eran iguales a la media de los años 2007-2011. Los índices de CPUE utilizados fueron el primer periodo del palangre japonés, el periodo tardío del palangre japonés, el palangre de Taipei Chino, el primer periodo del palangre uruguayo y el periodo tardío del palangre uruguayo.

Además de los cuatro ensayos del caso base, se llevaron a cabo análisis de sensibilidad para evaluar las implicaciones de utilizar diferentes series de CPUE y diferentes distribuciones previas informativas sobre los parámetros del modelo (**Tabla 19**). También se llevaron a cabo análisis retrospectivos.

Se utilizó el software del BSP, versión 1, disponible en el catálogo de ICCAT, para estimar las distribuciones posteriores marginales utilizando el algoritmo de sampling-importance resampling (SIR). Se utilizaron o bien las distribuciones previas o bien una distribución t de múltiples variables para integrar la distribución posterior, lo que produjera un diagnóstico de convergencia adecuado. Se utilizó un muestreo aleatorio de 5000 muestras de la distribución posterior conjunta para estimar la mediana de la trayectoria e intervalos de confianza del 80%, teniendo en cuenta un rango de estrategias de captura constante y estrategias de tasa de mortalidad por pesca constante. Se utilizó una submuestra de 500 muestreos para la construcción de los resultados de la matriz de Kobe.

Estado y diagnósticos

Los cuatro casos base del modelo BSP estimaron un descenso histórico en la abundancia de atún blanco del Atlántico sur, seguido de una tendencia ascendente en los últimos 10 años (**Figura 74**). Sin embargo, el estado actual relativo a B_{RMS} y F_{RMS} dependía de la formulación del modelo (**Figura 82, Tabla 20**). Los modelos con ponderación por captura eran más optimistas que los modelos con ponderación igual. Las formulaciones del modelo Schaefer y Fox estimaban tendencias similares y una merma similar desde 1956, sin embargo, dado que B_{RMS}/K es inferior en el modelo Fox, el modelo Fox estimaba valores más elevados de B_{actual}/B_{RMS} . Los intervalos de confianza de las estimaciones si B/B_{RMS} y F/F_{RMS} eran bastante amplios, especialmente en el caso con ponderaciones por captura (**Figura 75**).

Se aplicaron análisis retrospectivos a los casos del modelo Schaefer, con ponderación por captura y ponderación igual (**Figura 76**). En ambos casos, las proyecciones generadas a partir de los modelos con datos hasta 2005 eran bastante similares a la evaluación actual, lo que implica que el modelo está representando adecuadamente la dinámica del atún blanco del Atlántico sur.

Los diagramas de los residuos de CPUE respecto al año muestran que existían tendencias en los residuos, especialmente en la primera parte de la serie de palangre japonés y en la última parte de la serie uruguayo (**Figura 77**). De acuerdo con los diagramas qq-normal, los residuos tenían una distribución normal. Cuando se eliminaron las series de CPUE del modelo, el modelo más optimista era el que incluía solo la pesquería de palangre japonés y el más pesimista incluía tanto la de Uruguayo como la de Taipei Chino (**Figura 78**).

Cuando se utilizaban distribuciones previas alternativas, la mediana de la trayectoria de la biomasa era la misma que la del caso base, excepto en los casos con distribuciones previas uniformes de r y K , con ponderación de captura para cada uno de los índices (**Figura 79 y Figura 81**). Para el caso con una ponderación igual y el modelo Schaefer (**Figura 80a**), las distribuciones posteriores de r y K tenían una moda similar para las tres distribuciones previas de K , y con más distribuciones previas informativas facilitaban intervalos de confianza más estrechos. Por el contrario, en los ensayos con ponderación por captura (**Figura 80b**), la distribución posterior de K es muy similar a la distribución previa, lo que implica que hay muy poca información en los datos para estimar r y K para el caso de ponderación por captura. Estos resultados demuestran que los datos con ponderación igual proporcionan más información para estimar los parámetros del modelo. No obstante, el modelo con ponderación por captura podría reflejar de forma más precisa las tendencias verdaderas, por lo que los cuatro modelos continuaron usándose como casos base.

4.2.3 Resumen del estado del stock

Los ocho modelos ASPIC y BSP muestran tendencias bastante coherentes en B/B_{RMS} y F/F_{RMS} en el tiempo (**Figura 82**). La mediana estimada del estado actual en 2011 es aproximadamente $B/B_{RMS} = 1$ y $F/F_{RMS} = 1$ para todos los modelos (**Figura 83**). Los modelos BSP eran ligeramente más optimistas en la mediana que los ensayos de ASPIC, pero tenían un rango mayor de incertidumbre. Los diagramas de tarta de Kobe del estado en 2011 varían entre los modelos (**Figura 84**). Haciendo una media entre los ocho modelos, la probabilidad de $B < B_{RMS}$ y $F > F_{RMS}$ (rojo) es del 0,57, la probabilidad de $B > B_{RMS}$ y $F < F_{RMS}$ (verde) es del 0,30, y la probabilidad de amarillo es del 0,13.

5 Proyecciones

En esta sección se describen los resultados de las proyecciones utilizadas para formular el asesoramiento de ordenación.

5.1 Norte

Los resultados que se presentan en esta sección se obtuvieron proyectando hacia adelante las poblaciones estimadas de 2011 presentadas en la sección 4.1.2 con normas de control de la captura (HCR) alternativas. Cada uno de los siete escenarios investigados en los modelos de producción utilizando 501 resultados del bootstrap fue proyectado y se consideró igualmente plausible.

Las normas de control de la captura alternativas incluían mortalidades por pesca objetivo alternativas ($F_{objetivo} = [0,7, 0,75, 0,8, 0,85, 0,9 \text{ y } 1] \times F_{RMS}$), umbrales de biomasa de $[0,6, 0,8 \text{ y } 1] \times B_{MSY}$ y un punto de referencia límite de la biomasa de $B_{Lim} = 0,4 \times B_{RMS}$. En las proyecciones hacia adelante, la HCR se evalúa cada tres años y la mortalidad por pesca se proyecta asumiendo una implementación perfecta.

Los resultados de las proyecciones se muestran en la **Figura 85** y la **Tabla 21**, que indican la probabilidad proyectada de encontrarse en el "verde" en el plazo indicado. Se muestra también la captura media prevista para los 3 primeros años, así como la captura acumulada para periodo futuro de 5 años.

5.2 Sur

5.2.1 Proyecciones de ASPIC

Basándose en el bootstrap (500 veces) de cada escenario, se llevaron a cabo proyecciones de futuro. El periodo de la proyección es 15 años (2012-2027). La captura constante futura se estableció en 14.000 a 36.000 t (con intervalos de 2000 t) o se asumió una F constante en $0,75 \times F_{RMS}$ a $1,00 \times F_{RMS}$ (en $0,05 \times F_{RMS}$ intervalo). Se asumió que la captura para 2012 y 2013 era igual a la media de 2007-2011 (20.937 t) para ambos escenarios de captura constante y de F constante.

Se utilizó el paquete de software ASPIC ver. 3.16 para las proyecciones futuras. Los resultados de estas proyecciones bajo una captura constante y una F constante se muestran en las **Figuras 86 y 87**, respectivamente, que muestran la mediana de la trayectoria en los diferentes escenarios de captura constante. La **Figura 88** muestra el rendimiento predicho en el escenario de F constante. Las matrices de Kobe II (probabilidad de no superar el nivel de RMS) para cada escenario de ASPIC se muestran en la **Tabla 22**. Estos resultados indicarían que las capturas que superen las 26.000 t o una F que supere $0,85 \times F_{RMS}$ resultarían en una reducción del recurso en 15 años en casi todos los ensayos del modelo. Los ensayos que asumen series de CPUE sin ponderar son, en general, más optimistas que los que asumen series de CPUE ponderadas.

5.2.2 Proyecciones de BSP

Básicamente, los escenarios de la proyección son los mismos que los del ASPIC para el Atlántico sur. Bajo una política de captura constante, se prevé que la mediana de la biomasa aumente por encima de B_{RMS} en un plazo de 10 años, con un 50% de probabilidades para TAC desde 18.000 a 34.000 t, dependiendo del escenario (**Tabla 23, Figura 89**). Con tasas de captura constante, las tasas de captura por debajo de F_{RMS} permitieron a la población permanecer por encima de B_{RMS} con una elevada probabilidad para todos los escenarios excepto en el caso con una ponderación igual y el modelo Schaefer. Cuando F es igual a F_{RMS} , la probabilidad de lograr B_{RMS} es próxima a cero, porque la trayectoria de la población se convierte en asíntota antes de alcanzar B_{RMS} .

5.2.3 Proyecciones para el Atlántico sur

Combinando los ocho escenarios de los modelos ASPIC y BSP con una probabilidad igual, las probabilidades de la matriz de Kobe (**Tabla 24, Figura 90**) indican que una política de captura de $0,90 F_{RMS}$ o un TAC de 20000 t reducirían F por debajo de F_{RMS} con más de un 70% de probabilidad en tres años. Aumentar B por encima de B_{RMS} requiere mayores reducciones en la mortalidad por pesca. Una política de $0,75 F/F_{RMS}$ tendría un 85% de posibilidades de $B > B_{RMS}$ desde ahora a 2026. Un TAC de 20.000 t tendría el 70% de probabilidades de recuperación desde ahora hasta 2026. La **Figura 91** presenta el diagrama de Kobe para la evaluación del stock del Atlántico sur.

6 Recomendaciones

6.1 Investigación y estadísticas

- El Grupo recomendó que se continúe elaborando el marco MSE para el atún blanco. Aunque el Grupo reconoció avances, debe llevarse a cabo más trabajo para permitir una mejor representación de la incertidumbre en la condición actual y futura del stock.
- El Grupo reconoce la necesidad de incorporar estudios medioambientales en las evaluaciones de atún blanco y similares. El Grupo recibió nueva información que sugería que la profundidad de la capa de mezcla podría tener algún impacto en la capturabilidad de las pesquerías de superficie. El Grupo recomienda más investigaciones para confirmarlo, así como una inspección de las fuentes de información medioambiental histórica que podrían ayudar a integrar esta información en las estandarizaciones de la CPUE de las pesquerías de superficie.
- El Grupo recomendó asimismo más investigaciones para describir mejor la naturaleza de posibles tasas de mezcla y, si es posible, cuantificarlas, entre los océanos Atlántico e Índico.
- El Grupo recomienda mayores esfuerzos para obtener las series históricas de captura, esfuerzo, captura por talla, distribución geográfica y otra información pesquera relacionada de la pesquería de arrastre semipelágico francesa y otras pesquerías.
- El Grupo manifestó su inquietud respecto a que los cambios espaciales en las pesquerías de palangre podrían haber afectado a las tendencias de sus series de CPUE estandarizadas. Por lo tanto, el Grupo recomienda explorar de forma más completa otras maneras de incorporar los efectos espaciales en la estandarización de la CPUE.
- El Grupo indicó que los datos del muestreo de tallas de palangre de Taipei Chino presentaban algunos patrones que podrían no reflejar cambios en la población. Por ello, el Grupo solicitó una aclaración, en la medida de lo posible, de las razones de los patrones de los datos.
- Teniendo en cuenta que la dinámica espacio-temporal de las pesquerías de palangre parece afectar a su patrón de selectividad, el Grupo recomienda redefinir las pesquerías en las aplicaciones de Multifan-CL y SS en el futuro, considerando la naturaleza de estas pesquerías.
- En general, el Grupo señaló las importantes incertidumbres que sigue habiendo en cuanto a biología, pesquerías y modelación del atún blanco del Atlántico norte. Por lo tanto, el Grupo continúa recomendando que se financie un Programa de investigación sobre atún blanco.

6.2 Recomendaciones de ordenación

Atlántico norte

En la **Tabla 24** se facilita un rango de plazos y niveles de probabilidad para lograr los objetivos de la Comisión establecidos en la Rec. 11-13. Plazos más largos facilitan más opciones para parámetros de HCR que proyectan probabilidades más elevadas de encontrarse en el cuadrante verde del diagrama de Kobe. Las proyecciones de HCR indican que si, por ejemplo, la Comisión adopta una "elevada probabilidad" del 75% en un plazo de 10 años, entonces la HCR con un umbral de biomasa en B_{RMS} junto con una F objetivo de $0,9 F_{RMS}$, proporcionaría la mayor captura acumulativa prevista en 10 años entre todas las opciones y la captura media prevista de 2014-2016 sería de aproximadamente 26.200 t. Por el contrario, si la Comisión considera una "elevada probabilidad" de 60% suficiente en un plazo de 5 años, entonces la HCR con un umbral de biomasa en B_{RMS} junto con una F objetivo de $0,9 F_{RMS}$ también cumpliría el objetivo y proporcionaría la mayor captura acumulativa prevista entre todas las opciones que proporcionaría al menos un 60% de probabilidades en 5 años y la captura media de 2014-2016 permanecería en aproximadamente 26.200 t. La consideración de la implementación y otras incertidumbres en estas proyecciones cambiaría probablemente las estimaciones del nivel de probabilidad.

Las proyecciones a un nivel coherente con el TAC de 2013 (24.000 t) demostraron que las probabilidades de encontrarse en el cuadrante verde del diagrama de Kobe superarían el 50% solo después de 2020. Con valores inferiores del TAC podrían obtenerse probabilidades similares.

Con capturas de aproximadamente 20.000 t, desde ahora a 2015 se superaría el 50% de probabilidades y desde ahora a 2018 se superaría el 60%. Mayores reducciones en las capturas aumentarían la probabilidad de recuperación en estos plazos. Asimismo, un aumento reduciría las probabilidades de recuperación y ampliaría los plazos de la misma. Capturas que superen el TAC actual (24.000 t) no permitirían la recuperación del stock, con al menos un 50% de probabilidades, en el plazo de la proyección.

7 Otros asuntos

El Grupo discutió la conveniencia de utilizar diferentes enfoques para evaluar el estado de los stocks de atún blanco del Atlántico. De conformidad con el procedimiento establecido en ICCAT, el hecho de que el SCRS utilice diversos métodos para las evaluaciones de stock es algo valioso. Sin embargo, este procedimiento requiere una cantidad importante de trabajo preparatorio, así como una importante petición de datos, especialmente si se utilizan modelos estadísticos integrados. En el caso de la actual evaluación del atún blanco del Atlántico norte, el uso de dos modelos estadísticos integrados, el VPA y el modelo de producción, así como la implementación de la MSE, solo ha sido posible debido al ajustado y detallado plan de trabajo preparado por el Grupo de especies sobre atún blanco, que fue muy bien liderado por el relator del Grupo de especies de atún blanco y estrictamente seguido en las dos reuniones celebradas (de preparación de datos y de evaluación). Sin embargo, la implementación del plan de trabajo ha implicado también un importante volumen de trabajo preparatorio tanto para los científicos implicados en la evaluación como para la Secretaría. Teniendo en cuenta el número de reuniones programadas cada año para las que la Secretaría debe realizar un trabajo preparatorio y posterior, sería difícil que la Secretaría asumiera en un futuro las evaluaciones de stock que implican tal cantidad de trabajo.

El Grupo evaluó también las ventajas y desventajas de utilizar métodos como el VPA, basado en la CAA, cuando existen incertidumbres significativas en la determinación de la edad. Respecto a los modelos estadísticos integrados, el Grupo evaluó de forma positiva el uso de dos modelos (MFCL y SS3) como medio de probar la robustez de estos modelos en la evaluación del atún blanco del Atlántico norte. Sin embargo, el Grupo se mostró de acuerdo en que sería difícil mantener una evaluación tan compleja en el futuro y en que serán necesarios más debates sobre los mejores modelos de evaluación para el atún blanco del Atlántico norte y sur. La evaluación de diferentes procedimientos de ordenación en el marco de una MSE podría ayudar al Grupo a tomar decisiones futuras sobre este asunto.

Respecto al trabajo futuro, el Grupo discutió cómo podría usarse mejor la reunión de preparación de datos para volver a examinar y evaluar las configuraciones previas del modelo de evaluación, los supuestos y los diversos residuos de los ajustes en los datos. El objetivo de esta propuesta es intentar garantizar la mayor continuidad útil desde la reunión de evaluación hasta la próxima reunión de preparación de datos.

Se indicó que diagramas residuales de los datos como composiciones por tallas podría ser bastante útil para detectar, por ejemplo, errores en especificaciones de zonas o artes de pesca que podrían existir en la base de datos de la Secretaría.

De forma similar, los residuos de las series temporales de CPUE podrían ayudar en la posterior evaluación de dichas series temporales y proporcionar información respecto a la futura inclusión o exclusión de dichos datos. De esta forma, la reunión de preparación de datos podría describirse mejor como una reunión de pre-evaluación para reflejar mejor un objetivo más amplio que podría incluir el volver a examinar de forma más directa pasados esfuerzos de evaluación.

8 Adopción del informe y clausura

El informe fue adoptado y la reunión clausurada.

Referencias

- Anon. 2010, Report of the 2009 ICCAT Albacore Stock Assessment Session (*Madrid, Spain, July 13 to 18, 2009*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1113-1253.
- Anon. 2013, Report of the 2012 ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods (*Madrid, Spain, April 16 to 20, 2012*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 69 (in press).
- Anon. 2011, Report of the 2011 joint meeting of the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods and Bluefin tuna Species Group to analyze assessment methods developed under the GBYP and electronic tagging. http://www.iccat.int/Documents/Meetings/Docs/2011_WG%20METHODS-ENG.pdf
- Bard, F.X. 1981, Le thon germon (*Thunnus alalunga*) de l'Océan Atlantique. Ph.D. Thesis presented at the University of Paris, 333 p.
- Domingo, A., Pons, M., Jiménez, S., Miller, P., Barceló, C. and Swimmer, Y. 2012, Circle hook performance in the Uruguayan pelagic longline fishery. *Bulletin of Marine Science*. 88(3):499-511.
- Farley, J.H., Williams, A.J., Hoyle, S.D., Davies, C.R., Nicol, S.J. 2013, Reproductive Dynamics and Potential Annual Fecundity of South Pacific Albacore Tuna (*Thunnus alalunga*). *PLoS ONE* 8(4): e60577. doi:10.1371/journal.pone.0060577.
- Foreman, T.J. 1980, Synopsis of biological data on the albacore tuna, *Thunnus alalunga* (Bonaterre, 1788), in the Pacific Ocean. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Spec. Rep.*, 2: 17-70.
- ICCAT, 2012, Report for Biennial Period, 2010-11, Part II.
- ICCAT, 2006-2013, *ICCAT Manual (Chapter 2. Albacore)*. *International Commission for the Conservation of Atlantic Tuna*. In: *ICCAT Publications* [on-line]. Updated 2013. [Cited 01/27/]. <http://www.iccat.int/en/ICCATManual.htm>, ISBN (Electronic Edition): 978-92-990055-0-7
- ICES 2007, Report of the Study Group on Risk Assessment and Management Advice. *ICES CM 2007/RMC: 02*.
- Kell, L., O'Brien, C., Smith, M. Stokes, T. and Rackham, B. 1999, An evaluation of management procedures for implementing a precautionary approach in the ICES context for North Sea plaice (*Pleuronectes platessa*). *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil*, 56(6): 834–845.
- Kell, L.T., De Oliveira, J.A., Punt, A.E., McAllister, M.K. and Kuikka, S. 2006, Operational management procedures: An introduction to the use of evaluation framework. *Developments in Aquaculture and Fisheries Science*, 36: 379-407.
- Kimura, D.K. and Chikuni, S. 1987, Mixtures of empirical distributions: an iterative application of the age-length key. *Biometrics* 43: 23-35.
- Lee, L.K. and Yeh, S.Y. 2007, Age and growth of South Atlantic albacore – a revision after the revelation of otolith daily ring counts. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 60(2): 443-456.
- Penney, A. 1994. Morphometric relationships, annual catch-at-size for South African-caught South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 42(1): 371-382.
- Santiago, J. 1993, A new length-weight relationship for the North Atlantic albacore. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 40(2): 316-319.
- Santiago, J. 2004, Dinámica de la población de atún blanco (*Thunnus alalunga*, Bonaterre 1788) del Atlántico Norte. Tesis Doctoral, Univ. País Vasco, 354 pp.
- Santiago, J. and Arrizabalaga, H. 2005, "An integrated growth study for North Atlantic albacore (*Thunnus alalunga* Bonn. 1788)." *Ices J. Mar. Sci.* 62: 740-749.
- Schrippa, M.J. 2009, Construction and evaluation of a two-sex assessment model for North Atlantic albacore (SCRS/2009/148).
- Serchuk, F.M. and Grainger, R.J.R. 1992, Development of the basis and form of ICES fisheries management advice: Historical background (1976-1990) and the new form of ACFM advice (1991-??). *ICES CM 1992/Assess: 20*.
- Williams, A.J., Farley, J.H., Hoyle, S.D., Davies, C.R., Nicol, S.J. 2012, Spatial and Sex-specific Variation in Growth of Albacore Tuna (*Thunnus alalunga*) across the South Pacific Ocean. *PLoS ONE* 7(6): e39318. doi:10.1371/journal.pone.0039318.

TABLEAUX

Tableau 1. Estimation de la prise par âge pour le germon du Nord.

Tableau 2. Moyennes trimestrielles des longueurs à l'âge et déviations standard utilisées pour créer les distributions de longueur à l'âge à l'aide de Kimura-Chikuni.

Tableau 3. Niveaux de F cible, seuil de biomasse, et niveaux des limites de biomasse devant être utilisés pour informer la Commission lorsqu'elle doit décider entre « forte probabilité » et « dès que possible », sous réserve du cadre de décision de la Rec. 11-13.

Tableau 4. Scénarios et spécifications du modèle MFCL (tous les scénarios alternatifs sont les mêmes que les scénarios du cas de base, sauf pour les changements spécifiés).

Tableau 5. Principales sorties estimées par les scénarios du cas de base et les scénarios alternatifs de MFCL (les valeurs rouges indiquent que le point de référence est inférieur à la PME). Les valeurs de F/F_{PME} , B/B_{PME} et SSB/SSB_{PME} sont les moyennes des valeurs des trois dernières années des trajectoires estimées du modèle, sans inclure la dernière année.

Tableau 6. Déviation standard de l'effort pour chaque série de CPUE dans chaque modèle.

Tableau 7. Résumé des séries de CPUE pour informer ASPIC dans chaque scénario.

Tableau 8. Paramètres estimés pour le modèle Schaefer pour les sept scénarios testés.

Tableau 9. Description des scénarios exploratoires Stock Synthèse.

Tableau 10. Erreur quadratique moyenne résiduelle issue des scénarios exploratoires SS.

Tableau 11. Description des scénarios exploratoires Stock Synthèse.

Tableau 12. Estimations du modèle de VPA des paramètres de recrutement de stock Beverton Holt (BH), de la production maximale équilibrée, de l'état du stock de 2011 pour le germon de l'Atlantique Nord et probabilité de $SSB > SSB_{PME}$ et $F < F_{PME}$ (quadrant vert dans le diagramme de phase de Kobe) à partir du cas de base du modèle et des scénarios de sensibilité influents. Il est à noter que les paramètres et les estimations de l'état des stocks pour le scénario de sensibilité de l'indice palangrier japonais ne sont pas présentés en raison de l'absence d'ajustement de la courbe de recrutement du stock à partir des estimations de VPA.

Tableau 13. Descriptions des flottilles utilisées dans les modèles ASPIC pour le germon de l'Atlantique Sud.

Tableau 14. Prises (t) de germon de l'Atlantique Sud pour chaque flottille selon ASPIC figurant au Tableau 13.

Tableau 15. Séries de CPUE standardisées incluses dans les modèles ASPIC pour le germon de l'Atlantique Sud.

Tableau 16. Détails de scénarios du modèle dans ASPIC pour le germon de l'Atlantique Sud.

Tableau 17. Résultats des scénarios du modèle ASPIC pour le germon de l'Atlantique Sud avec ceux de l'évaluation de 2011.

Tableau 18. Scénarios d'analyses de sensibilité pour les scénarios du modèle ASPIC pour le germon de l'Atlantique Sud.

Tableau 19. Spécifications du modèle pour les scénarios du modèle BSP de l'Atlantique Sud. Les scénarios des modèles F1-F4 sont les cas de base. Pour les analyses de sensibilité, les spécifications sont les mêmes que celles des cas de base, sauf indication contraire.

Tableau 20. Valeurs moyennes postérieures marginales des paramètres (CV entre parenthèses) pour les quatre cas de base BSP.

Tableau 21. Probabilité de la matrice de stratégie de Kobe 2 que le germon du Nord se trouve dans le quadrant « vert » au fil du temps en utilisant les paramètres HCR indiqués.

Tableau 22. Matrice de risque de Kobe II pour B-ratio et F-ratio (probabilité de ne pas dépasser le niveau de la PME) sur la base des résultats d'ASPIC pour le germon de l'Atlantique Sud.

Tableau 23. Matrices de stratégie de Kobe II pour chaque scénario du modèle BSP.

Tableau 24. Matrices de Kobe II pour les huit scénarios combinés dans l'Atlantique Sud.

TABLAS

Tabla 1. CAA estimada para el atún blanco del norte.

Tabla 2. Tallas medias por edad trimestrales y desviaciones estándar utilizadas para generar distribuciones de talla por edad utilizando Kimura-Chikuni.

Tabla 3. Nivel de F objetivo, umbral de biomasa y niveles límite de biomasa que tienen que utilizarse para informar a la Comisión para su determinación de "elevada probabilidad" y "lo antes posible", sujeto al marco de decisión de la Rec. 11-13.

Tabla 4. Especificaciones y ensayos del modelo MFCL (todos los ensayos alternativos son como el ensayo base con la excepción de los cambios especificados).

Tabla 5. Resultados clave estimados mediante ensayos base y alternativos de MFCL (los valores en rojo indican que los niveles de referencia se sitúan por debajo de RMS). Los valores de F/F_{RMS} , B/B_{RMS} y SSB/SSB_{RMS} son promedios de los valores de los tres últimos años de las trayectorias estimadas del modelo, sin incluir el año final.

Tabla 6. Desviación estándar del esfuerzo para cada serie de CPUE de cada modelo.

Tabla 7. Resumen de las series de CPUE para aportar información a ASPIC en cada escenario.

Tabla 8. Parámetros estimados para el modelo Schaefer para los siete escenarios probados.

Tabla 9. Descripción de los ensayos exploratorios de Stock Shynthesis.

Tabla 10. Errores cuadráticos medios residuales de los ensayos exploratorios SS.

Tabla 11. Descripción de los ensayos exploratorios de Stock Shynthesis.

Tabla 12. Estimaciones del modelo VPA para el atún blanco del Atlántico norte de los parámetros de reclutamiento del stock Beverton-Holt (BH), rendimiento máximo sostenible, estado del stock en 2011 y probabilidad de $SSB > SSB_{RMS}$ y $F < F_{RMS}$ (cuadrante verde en el diagrama de fase de Kobe) a partir del caso base del modelo y de los ensayos de sensibilidad influyentes. Cabe señalar que los niveles de referencia y las estimaciones sobre el estado del stock para el ensayo de sensibilidad del índice de palangre japonés no se presentaron debido a la ausencia de ajuste de la curva de reclutamiento del stock de las estimaciones realizadas mediante VPA.

Tabla 13. Descripciones de la flota utilizadas en los modelos ASPIC para el atún blanco del Atlántico sur.

Tabla 14. Capturas (t) para cada flota para ASPIC para el atún blanco del Atlántico sur incluidas en la Tabla 13.

Tabla 15. Series de CPUE estandarizadas incluidas en los modelos ASPIC para el atún blanco del Atlántico sur.

Tabla 16. Detalles de los ensayos del modelo de ASPIC para el atún blanco del Atlántico sur.

Tabla 17. Resultados de los ensayos del modelo ASPIC para el atún blanco del Atlántico sur junto con los de la evaluación de 2011.

Tabla 18. Escenarios de análisis de sensibilidad para los ensayos del modelo ASPIC para el atún blanco del Atlántico sur.

Tabla 19. Especificaciones del modelo para los ensayos del modelo BSP del Atlántico sur. Los ensayos del modelo F1-F4 son los casos base. Para los análisis de sensibilidad, las especificaciones son las mismas que las del caso base, a excepción de las indicadas.

Tabla 20. Valores medios posteriores marginales de los parámetros (CV entre paréntesis) para los cuatro casos base BSP.

Tabla 21. Probabilidad según la matriz de estrategia de Kobe II de que el atún blanco del norte se sitúe en el cuadrante verde en el tiempo, utilizando los parámetros HCR indicados.

Tabla 22. Matriz de riesgo de Kobe II para la ratio de B y la ratio de F (probabilidad de no superar el nivel de RMS) basada en los resultados de ASPIC para el atún blanco del Atlántico sur.

Tabla 23. Matrices de estrategia de Kobe II para cada ensayo del modelo BSP.

Tabla 24. Matrices de Kobe II para los ocho escenarios combinados en el Atlántico sur.

FIGURES

Figure 1. Prise par âge (CAA) totale de germon du Nord.

Figure 2. Prise par âge partielle par flottille.

Figure 3. CPUE composite de la ligne traînante sur une échelle temporelle trimestrielle construite à l'aide de la méthodologie appliquée dans Anon. (2009), mais en utilisant un GLM à des fins d'ajustement pour les périodes temporelles chevauchantes.

Figure 4. CPUE composite de la ligne traînante sur une échelle temporelle annuelle construite à l'aide de la méthodologie appliquée dans Anon. (2009), mais en utilisant un GLM à des fins d'ajustement pour les périodes temporelles chevauchantes.

Figure 5. Matrice de corrélation pour les indices des stocks du Nord. Le bleu indique une corrélation positive et le rouge une corrélation négative. L'ordre des indices et les boîtes rectangulaires sont choisis selon une analyse par regroupement hiérarchique utilisant un jeu de dissemblances pour les indices regroupés.

Figure 6. Matrice de corrélation pour les indices des stocks du Sud. Le bleu indique une corrélation positive et le rouge une corrélation négative. L'ordre des indices et les boîtes rectangulaires sont choisis selon une analyse par regroupement hiérarchique utilisant un jeu de dissemblances pour les indices regroupés.

Figure 7. Carte des trois meilleures prises mensuelles de germon (1) pendant la première partie de la période et (2) pendant les dernières années, montrant les principales zones approximatives des principales prises de germon des flottilles palangrières du (a) Taipei chinois et (b) du Japon dans l'Atlantique Nord et Sud (toutes les prises mensuelles de germon de chaque période sont aléatoirement illustrées sous forme de diagrammes à l'intérieur de chaque carré de 5°).

Figure 8. CPUE nominale pour le Taipei chinois et le Japon entre 20°N-40°N et Ouest de 30°W.

Figure 9. Pourcentage de l'effort de pêche avec plus de 50% de prise de germon pour les stocks de l'Atlantique Nord (9a) et Sud (9b).

Figure 10. Tailles des zones où le germon est pêché par les palangriers dans l'Atlantique Nord et Sud : nombre de carrés de 5x5 avec au moins 1 t de germon capturé en un mois pour le stock de l'Atlantique Sud par les palangriers du Taipei chinois et du Japon.

Figure 11. Représentation schématique des éléments-clés de la Recommandation de l'ICCAT sur les principes de la prise de décisions sur des mesures de conservation et de gestion de l'ICCAT [Rec. 11-13].

Figure 12. Format générique des HCR recommandées par le SCRS (SCRS, 2011). Blimit est le point de référence limite de la biomasse. BThreshold (« Bseuil ») est le point de la biomasse auquel des mesures de gestion de plus en plus strictes devraient être prises au fur et à mesure que la biomasse diminue et Ftarget est le taux de mortalité par pêche cible qui sera appliqué de manière à être inférieur à FPME avec une « probabilité élevée » (Rec. 11-13).

Figure 13. Changement des distributions de taille (axe des ordonnées, en cm) de la capture de la flottille du Taipei chinois (axe des abscisses, en années).

Figure 14. Courbe de croissance utilisée dans le cas de base du modèle MULTIFAN-CL.

Figure 15. Biomasse estimée dans le temps par le cas de base du modèle MFCL.

Figure 16. Recrutement estimé dans le temps par le cas de base du modèle MFCL.

Figure 17. F estimé dans le temps par groupe d'âges par le cas de base du modèle MFCL.

Figure 18. Cas de base du modèle MFCL : a) CPUE normalisée et b) déviations de l'effort pour les flottilles utilisées dans l'ajustement du modèle.

Figure 19. Sélectivités estimées pour chaque pêcherie par le cas de base du modèle MFCL.

Figure 20. Relation stock-recrutement estimée par le cas de base du modèle MFCL.

Figure 21. Courbe de production estimée par le cas de base du modèle MFCL.

Figure 22. Biomasse actuelle par rapport à la biomasse correspondant à la PME.

Figure 23. Biomasse actuelle du stock reproducteur par rapport à la biomasse du stock reproducteur correspondant à la PME.

Figure 24. F actuel par rapport à F correspondant à la PME.

Figure 25. Ajustement du cas de base du modèle aux données de fréquence de tailles par pêcherie.

Figure 26. Valeurs résiduelles du cas de base du modèle pour l'ajustement aux données de fréquence de tailles par pêcherie.

Figure 27. Trajectoires de la biomasse estimées par le modèle dans le temps pour les scénarios du cas de base et les scénarios alternatifs.

Figure 28. Sélectivités estimées par le modèle MFCL alt1 pour les trois pêcheries palangrières du Taïpei chinois.

Figure 29. Vecteur spécifique de l'âge de la mortalité naturelle inclus dans le scénario alt5.

Figure 30. Profil de vraisemblance de F/FPME pour le cas de base MFCL.

Figure 31. Profil de vraisemblance de SSB/SSBPME pour le cas de base MFCL.

Figure 32. Diagramme de Kobe créé à partir du cas de base du modèle MFCL. Le point noir indique les plus récents paramètres estimés par le modèle tandis que le nuage bleu de points représente l'incertitude entourant l'estimation actuelle.

Figure 33. Diagramme de Kobe décrivant la probabilité que l'état actuel du stock s'inscrive dans chacun des quadrants du diagramme de Kobe.

Figure 34. Estimation de B/BPME et F/FPME dans les sept scénarios testés.

Figure 35. Diagramme de Kobe pour les sept scénarios testés : En bleu: Tendances estimées de B/BPME et F/FPME. En gris: Coordonnées des bootstraps de B/BPME et F/FPME de 2011.

Figure 36. Probabilité de se trouver dans différentes zones du diagramme de Kobe pour les estimations bootstrappées des sept scénarios testés.

Figure 37. Diagrammes de densité de B/BPME et F/FPME bootstrappés avec les sept scénarios testés.

Figure 38. Projections sur 20 ans avec une mortalité par pêche constante pour les sept scénarios considérés.

Figure 39. Projections sur 20 ans avec une capture constante pour les sept scénarios considérés.

Figure 40. Projections avec une capture constante pour le scénario 4.

Figure 41. Projections avec une capture constante pour le scénario 5.

Figure 42. Erreur quadratique moyenne résiduelle (RMSE) pour les séries temporelles de CPUE utilisées dans les scénarios exploratoires SS (il est à noter que les CPUE des flottilles 11 et 12 n'ont pas été utilisées).

Figure 43. Paramètre de gestion B/BPME pour les dix scénarios exploratoires SS.

Figure 44. Paramètre de gestion F/FPME pour les dix scénarios exploratoires SS.

Figure 45. Paramètre de gestion B/BPME pour les onze configurations SS post-exploratoires.

Figure 46. Paramètre de gestion F/FPME pour les onze configurations SS post-exploratoires.

Figure 47. Croissance et mortalité naturelle utilisées pour le scénario SS 12.

Figure 48. Sélectivités estimées et ajustement résultant aux compositions de taille globales, sexes combinés, pour le scénario SS 12. Il est à noter que les flottilles 11 et 12 n'ont pas été incluses dans l'ajustement du modèle.

Figure 49. Valeurs résiduelles de Pearson, sexes combinés, pour le scénario SS 12.

Figure 50. Ajustement aux séries temporelles de CPUE utilisées pour le scénario SS 12.

Figure 51. Biomasse du stock reproducteur (panneau inférieur gauche), recrutement (panneau supérieur gauche), fonction stock-recrutement (panneau inférieur droit) et valeurs résiduelles du recrutement (panneau supérieur droit) pour le scénario SS 12.

Figure 52. Estimations de B/BPME pour le cas de base MFCL et les scénarios SS 17, 17B et 17C.

Figure 53. Estimations de F/FPME pour le scénario SS 15 (scénario SS semblable à MFCL) et les scénarios SS 17, 17B et 17C.

Figure 54. Estimations de recrutement pour le cas de base MFCL et les scénarios SS 17, 17B et 17C.

Figure 55. Estimations de la biomasse du stock reproducteur pour le cas de base MFCL et les scénarios SS 17, 17B et 17C.

Figure 56. Estimations de la biomasse totale du stock pour le cas de base MFCL et les scénarios SS 17, 17B et 17C.

Figure 57. Comparaison entre B/BPME (en haut) et F/FPME (en bas) du cas de base MFCL SS, scénario SS 12, SS de l'évaluation de 2009 et le MFCL de l'évaluation de 2009. Ceux-ci représentent les scénarios définitifs issus de SS et MFCL en 2009 et 2013.

Figure 58. Données de prise par âge, estimation de l'abondance par âge et estimation de la mortalité par pêche à l'âge à partir du cas de base du modèle de l'analyse de population virtuelle pour le germon de l'Atlantique Nord.

Figure 59. Estimation du recrutement, de l'abondance du stock reproducteur et de la biomasse du stock reproducteur à partir du cas de base du modèle de l'analyse de population virtuelle du germon de l'Atlantique Nord.

Figure 60. Ajustements du cas de base du modèle de l'analyse de population virtuelle aux indices d'abondance du germon de l'Atlantique Nord. JPN_LL = palangre japonaise, CTP_LL_1 = palangre du Taipei chinois période 1, CTP_LL_3 = palangre du Taipei chinois période 3, USA_LL = palangre des États-Unis, ESP_TROLL = ligne traînante espagnole, FRA_TROLL = ligne traînante française, ESP_BB = canneurs espagnols.

Figure 61. Erreur résiduelle du cas de base du modèle de VPA ajusté aux indices d'abondance.

Figure 62. Analyse par bootstrap des estimations de l'abondance par âge du germon de l'Atlantique Nord au moyen du modèle de base VPA. Les lignes noires montrent le scénario déterministe, les bootstraps sont indiqués par des lignes bleues.

Figure 63. Analyse par bootstrap des estimations de la mortalité par pêche à l'âge du germon de l'Atlantique Nord au moyen du modèle de base VPA. Les lignes noires montrent le scénario déterministe, les bootstraps sont indiqués par des lignes bleues.

Figure 64. Analyse de sensibilité de la mortalité naturelle du germon de l'Atlantique Nord par l'analyse de population virtuelle. Mortalité variant avec l'âge : âge-1=0,63, âge -2=0,46, âge -3=0,38, âge -4=0,34, âge -5=0,31, âge -6=0,29, âge -7=0,31, âge -8+=0,50 ; mortalité naturelle constante = 0,3 pour tous les âges.

Figure 65. Analyse de sensibilité de la mortalité naturelle du germon de l'Atlantique Nord par l'analyse de population virtuelle. JPN_LL = palangre japonaise, CTP_LL = palangre du Taipei chinois, USA_LL = palangre des États-Unis, ESP_TROLL = ligneurs de UE-Espagne, FRA_TROLL = palangre de UE-France, ESP_BB = palangre de UE-Espagne.

Figure 66. Analyse de sensibilité rétrospective du recrutement et de la biomasse du stock reproducteur (SSB) estimés à partir du cas de base du modèle VPA pour le germon de l'Atlantique Nord, supprimant de manière itérative de 1 à 5 années les plus récentes de données.

Figure 67. Diagramme de phases de Kobe indiquant l'état du stock de germon de l'Atlantique Nord à partir du modèle de VPA. La croix X bleue indique l'état du stock au début de la série temporelle, le point bleu indique l'état du stock en 2011 et les points en bleu clair indiquent les estimations de l'état du stock à partir des itérations de bootstrap.

Figure 68. Diagramme de phases de Kobe illustrant la probabilité relative de l'état du stock de germon de l'Atlantique Nord à partir du modèle de VPA.

Figure 69. Projections de l'état du stock de germon de l'Atlantique Nord à partir des modèles de VPA. De haut en bas : cas de base du modèle, cas de base du modèle avec les indices palangriers des États-Unis supprimés, et cas de base du modèle avec la mortalité naturelle dépendant de l'âge.

Figure 70. Résumé des estimations de l'état des stocks à l'aide de différents modèles et scénarios.

Figure 71. Comparaison de SSB/SSBPME (en haut) et F/FPME (en bas) des cas de base du modèle à partir des quatre plateformes de modélisation. Dans le cas d'ASPIC, le scénario 5 est représenté, lequel inclut toutes les séries de CPUE.

Figure 72. Projection rétrospective à partir de l'analyse de VPA.

Figure 73. Résultats des analyses de sensibilité et rétrospectives pour le scénario 8 ASPIC pour le germon de l'Atlantique Sud.

Figure 74. Ajustement du modèle BSP pour les quatre scénarios du cas de base.

Figure 75. Distributions postérieures (ligne continue) et a priori (ligne en pointillé) à partir des quatre scénarios du cas de base du modèle BSP pour l'Atlantique Sud.

Figure 76. Analyse rétrospective, avec projection après la dernière année de données utilisant les captures réelles, pour le modèle de Schaeffer (scénario F1 à gauche, F2 à droite) de BSP pour le germon de l'Atlantique Sud.

Figure 77. Valeurs résiduelles de la CPUE (à gauche) et diagrammes qq-normal résiduels (à droite) pour les quatre scénarios du cas de base BSP pour l'Atlantique Sud.

Figure 78. Analyses de sensibilité du BSP de l'Atlantique Sud supprimant certaines séries de CPUE, par rapport aux cas de base avec une pondération égale ou de capture. La forme fonctionnelle de Schaeffer a été utilisée dans tous les cas.

Figure 79. Médiane des trajectoires de la biomasse pour les scénarios du modèle BSP pour l'Atlantique Sud avec des priors alternatifs. « Base » est le cas de base. « Unif » est les priors uniformes sur r et k , et B_0/K fixé à 0,9, pareillement aux scénarios ASPIC. « Unif(K) » a un prior uniforme sur K .

Figure 80. Distributions a priori et a posteriori marginal pour r et K pour des formulations a priori alternatives et B/BPME et F/FPME pour des scénarios avec des priors alternatifs.

Figure 81. Médiane des trajectoires avec des intervalles de confiance de 80%, à partir des quatre cas de distribution alternative a priori du modèle BSP avec des priors uniformes sur r et K , et B_0/K fixé à 0,9 pour le germon de l'Atlantique Sud.

Figure 82. Trajectoires de la biomasse et du taux de mortalité par pêche pour le germon de l'Atlantique Sud.

Figure 83. Diagrammes de phases de Kobe pour le germon de l'Atlantique Sud. La dernière année est 2011 (triangle noir).

Figure 84. Diagrammes circulaires de Kobe illustrant l'état en 2011 pour tous les huit modèles séparément et pour tous les modèles combinés pour le germon de l'Atlantique Sud.

Figure 85. Probabilité projeté de se situer dans le quadrant « vert » dans différentes échelles temporelles pour diverses combinaisons de paramètres HCR, tel qu'indiqué. La colonne de gauche représente un cadre temporel sur 20 ans (1 génération moyenne + 10 ans - valeur parfois utilisée pour les stocks fortement décimés). La colonne centrale représente un cadre temporel de neuf ans (1 génération moyenne) et la colonne tout à fait à droite représente un cadre temporel de cinq ans. Les rangées représentent des niveaux de Bseuils (0,6 BPME, 0,8 BPME et BPME pour les rangées supérieures, du milieu et inférieures, respectivement).

Figure 86. Projection future (15 ans) de B-ratio ($B/BPME$) et F-ratio ($F/FPME$) pour quatre scénarios ASPIC pour le germon de l'Atlantique Sud en vertu d'une prise constante.

Figure 87. Projection future (15 ans) de B-ratio ($B/BPME$) et F-ratio ($F/FPME$) pour quatre scénarios avec le modèle ASPIC pour le germon de l'Atlantique Sud en vertu de F constant.

Figure 88. Production prédite pour la projection future (15 ans) pour les quatre scénarios avec ASPIC pour le germon de l'Atlantique Sud en vertu de F constant.

Figure 89. Médiane des projections avec les quatre scénarios du cas de base BSP pour le germon de l'Atlantique Sud, avec soit une prise constante, soit une politique de capture avec F constant.

Figure 90. Probabilité de se situer dans le quadrant « vert » ($B > BPME$ et $F < FPME$), pour les huit scénarios combinés dans l'Atlantique Sud.

Figure 91. Projections de Kobe pour l'Atlantique Sud pour les modèles ASPIC et BSP.

FIGURAS

Figura 1. Captura por edad total (CAA) para el atún blanco del Atlántico norte.

Figura 2. Captura por edad parcial por flota.

Figura 3. CPUE compuesta de curricán en fases trimestrales elaborada mediante la metodología aplicada en Anon. 2009, pero utilizando un GLM para ajustar los periodos de solapamiento.

Figura 4. CPUE compuesta de curricán en fases anuales elaborada mediante la metodología aplicada en Anon. 2009, pero utilizando un GLM para ajustar los periodos de solapamiento.

Figura 5. Matriz de correlación para los índices del stock septentrional. El color azul indica una correlación positiva y el rojo una correlación negativa. El orden de los índices y los rectángulos se escogió basándose en el análisis jerárquico de conglomerados utilizando un conjunto de diferencias para los índices conglomerados.

Figura 6. Matriz de correlación para los índices del stock meridional. El color azul indica una correlación positiva y el rojo una correlación negativa. El orden de los índices y los rectángulos se escogió basándose en el análisis jerárquico de conglomerados utilizando un conjunto de diferencias para los índices conglomerados.

Figura 7. Mapa de las tres mejores capturas mensuales de atún blanco (1) durante la primera fase del periodo, (2) en años recientes, mostrando las zonas principales aproximadas con mayores capturas de atún blanco de las flotas de palangre (a) de Taipei Chino y (b) de Japón en el Atlántico norte y sur (todas las capturas mensuales de atún blanco de cada periodo se representan aleatoriamente en cada cuadrícula de 5°).

Figure 8. CPUE nominal para Taipei Chino y Japón entre 20°N-40°N y al oeste de 30°W.

Figura 9. Porcentaje de esfuerzo pesquero con más del 50% de captura de atún blanco para los stocks del Atlántico norte (9a) y del sur (9b).

Figura 10. Tallas de las zonas en las que pescan atún blanco los palangreros en el Atlántico norte y Atlántico sur: número de cuadrículas de 5x5 con al menos 1 t de captura de atún blanco en un mes para el stock del Atlántico sur, para los palangreros de Taipei Chino y de Japón.

Figura 11. Representación esquemática de los elementos clave de la *Recomendación de ICCAT sobre los principios para la toma de decisiones sobre medidas de conservación y ordenación de ICCAT* [Rec. 11-13].

Figura 12. Forma genérica de la HCR recomendada por el SCRS (SCRS, 2011). B_{limit} es el punto de referencia límite de la biomasa, $B_{Threshold}$ es el punto de la biomasa en el que deben adoptarse acciones de ordenación cada vez más estrictas a medida que la biomasa descende y F_{target} es la tasa de mortalidad por pesca objetivo que se aplicará de tal forma que sea inferior a F_{RMS} con una "elevada probabilidad" [Rec. 11-13].

Figura 13. Cambio en las distribuciones por tallas (eje Y, en cm) de la captura en la flota de Taipei Chino a lo largo del tiempo (eje X, en años).

Figura 14. Curva de crecimiento utilizada en el caso base de MULTIFAN-CL

Figura 15. Biomasa estimada a lo largo del tiempo estimada mediante el caso base de MFCL.

Figura 16. Reclutamiento a lo largo del tiempo estimado mediante el caso base de MFCL.

Figura 17. F por grupo de edad a lo largo del tiempo estimada mediante el caso base de MFCL.

Figura 18. Caso base de MFCL: a) CPUE normalizada y b) desviaciones del esfuerzo para las flotas utilizadas en el ajuste del modelo.

Figura 19. Selectividades para cada pesquería estimadas mediante el caso base de MFCL.

Figura 20. Relación stock-reclutamiento estimada mediante el caso base de MFCL.

Figura 21. Curva de rendimiento estimada mediante el caso base de MFCL.

Figura 22. Biomasa actual con respecto a la biomasa en RMS.

Figura 23. Biomasa actual del stock reproductor con respecto a la biomasa del stock reproductor en RMS.

Figura 24. F actual con respecto a la F en RMS.

Figura 25. Ajuste del caso base del modelo a los datos de frecuencias de tallas por pesquerías.

Figura 26. Valores residuales del caso base del modelo para el ajuste a los datos de frecuencias de tallas por pesquerías.

Figura 27. Trayectorias de biomasa en el tiempo estimadas mediante el modelo para el caso base y para ensayos alternativos.

Figura 28. Selectividades estimadas en el Alt 1 del modelo MFCL para las tres pesquerías de palangre de Taipei Chino.

Figura 29. Vector de mortalidad natural específico de la edad incluido en el ensayo Alt. 5.

Figura 30. Perfil de verosimilitud de F/FRMS para el caso base del modelo MFCL.

Figura 31. Perfil de verosimilitud de B/BRMS para el caso base del modelo MFCL.

Figura 32. Diagrama de Kobe generado a partir del caso base del modelo MFCL. El punto negro indica los niveles de referencia estimados del modelo más recientes, mientras que la nube de puntos azules representa la incertidumbre de la estimación actual.

Figura 33. Gráfico de tarta de Kobe, que caracteriza la probabilidad de que el estado actual del stock se halle en cada cuadrante del gráfico de Kobe.

Figura 34. B/B_{RMS} y F/F_{RMS} estimadas para los siete escenarios probados.

Figura 35. Diagrama de Kobe para los 7 escenarios probados. En azul: tendencias estimadas de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} . En gris: coordenadas de los bootstraps de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} de 2011.

Figura 36. Probabilidad de hallarse en diferentes zonas del diagrama de Kobe para las estimaciones sometidas a bootstrap de los siete escenarios probados.

Figura 37. Gráficos de densidad de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} obtenidos mediante bootstrap para los siete escenarios probados.

Figura 38. Proyección de 20 años con mortalidad por pesca constante para los siete escenarios considerados.

Figura 39. Proyección de 20 años con captura constante para los siete escenarios considerados.

Figura 40. Proyecciones con captura constante para el escenario 4.

Figura 41. Proyecciones con captura constante para el escenario 5.

Figura 42. Error cuadrático medio residual (RMSE) para las series temporales de CPUE utilizadas en los ensayos exploratorios SS (cabe señalar que no se utilizaron las CPUE de las flotas 11 y 12).

Figura 43. Niveles de referencia de ordenación B/BRMS para los diez ensayos exploratorios SS.

Figura 44. Niveles de referencia de ordenación F/F_{RMS} para los diez ensayos exploratorios SS.

Figura 45. Niveles de referencia de ordenación B/B_{RMS} para las once configuraciones posteriores exploratorias SS.

Figura 46. Niveles de referencia de ordenación F/F_{RMS} para las once configuraciones posteriores exploratorias SS.

Figura 47. Crecimiento y mortalidad natural utilizada para el ensayo 12 de SS.

Figura 48. Selectividades estimadas y ajuste resultante a las composiciones por tallas globales, sexos combinados, para el ensayo 12 de SS. Cabe señalar que no se incluyeron las flotas 11 y 12 en el ajuste del modelo.

Figura 49. Valores residuales Pearson, sexos combinados, para el ensayo 12 de SS.

Figura 50. Ajuste a las series temporales de CPUE utilizadas en el ensayo 12 de SS.

Figura 51. Biomasa del stock reproductor (abajo, izquierda), reclutamiento (arriba, izquierda), función stock-reclutamiento (abajo, derecha) y valores residuales de reclutamiento (arriba, derecha) para el ensayo 12 de SS.

Figura 52. Estimaciones de B/B_{RMS} para el caso base de MFCL y los ensayos 17, 17B y 17 C de SS.

Figura 53. Estimaciones de F/F_{RMS} para el ensayo 15 de SS (el ensayo similar a MFCL de SS) y los ensayos 17, 17B y 17 C de SS.

Figura 54. Estimaciones de reclutamiento para el caso base de MFCL y los ensayos 17, 17B y 17 C de SS.

Figura 55. Estimaciones de biomasa del stock reproductor para el caso base de MFCL y los ensayos 17, 17B y 17 C de SS.

Figura 56. Estimaciones de biomasa total para el caso base de MFCL y los ensayos 17, 17B y 17 C de SS.

Figura 57. Comparación de la B/B_{RMS} (arriba) y F/F_{RMS} (abajo) entre el caso base MFCL y SS, el ensayo 12 de SS y el SS de la evaluación de 2009 y el MFCL de la evaluación de 2009. Representan los ensayos finales considerados a partir de SS y MFCL en 2009 y 2013.

Figura 58. Datos de captura por edad, abundancia por edad estimada y mortalidad por pesca por edad estimada a partir del caso base del análisis de población virtual para el atún blanco del Atlántico norte.

Figura 59. Reclutamiento, abundancia del stock reproductor y biomasa del stock reproductor estimados a partir del caso base del análisis de población virtual para el atún blanco del Atlántico norte.

Figura 60. Ajustes del caso base del análisis de población virtual a los índices de abundancia de atún blanco del Atlántico norte. JPN_LL = palangre de Japón, CTP_LL_1 = palangre de Taipei Chino, periodo 1, CTP_LL_3 = palangre de Taipei Chino, periodo 3, USA_LL = palangre de Estados Unidos, ESP_TROLL = curricán de España, FRA_TROLL = curricán de Francia, ESP_BB = cebo vivo de España.

Figura 61. Error residual del caso base de VPA ajustado a los índices de abundancia.

Figura 62. Análisis de bootstrap de las estimaciones de abundancia por edad del caso base del VPA para el atún blanco del Atlántico norte. Las líneas negras muestran el ensayo determinista, las líneas azules muestran los bootstraps.

Figura 63. Análisis de bootstrap de las estimaciones de mortalidad por pesca por edad del caso base del VPA para el atún blanco del Atlántico norte. Las líneas negras muestran el ensayo determinista, las líneas azules muestran los bootstraps.

Figura 64. Análisis de sensibilidad de la mortalidad natural de atún blanco del Atlántico norte mediante análisis de población virtual. Mortalidad que varía con la edad: Edad-1=0,63, Edad-2=0,46, Edad-3=0,38, Edad-4=0,34, Edad-5=0,31, Edad-6=0,29, Edad-7=0,31, Edad-8+=0,50; mortalidad natural constante= 0,3 en todas las edades.

Figura 65. Análisis de sensibilidad de los índices de atún blanco del Atlántico norte mediante análisis de población virtual. JPN_LL = palangre de Japón, CTP_LL = palangre de Taipei Chino, USA_LL = palangre de Estados Unidos, ESP_TROLL = curricán de España, FRA_TROLL = curricán de Francia, ESP_BB = cebo vivo de España.

Figura 66. Análisis de sensibilidad retrospectivo del reclutamiento y de la biomasa del stock reproductor (SSB) estimados a partir del caso base del VPA para el atún blanco del Atlántico norte, suprimiendo iterativamente de uno a cinco de los años más recientes de datos.

Figura 67. Diagrama de fase de Kobe sobre el estado del stock de atún blanco del Atlántico norte obtenido a partir del VPA. La X azul indica el estado del stock al inicio de la serie temporal, el punto azul indica el estado del stock en 2011, y los puntos en azul claro indican las estimaciones del estado del stock obtenidas a partir de iteraciones de bootstrap.

Figura 68. Diagrama de fase de Kobe que ilustra la probabilidad relativa del estado del stock de atún blanco del Atlántico norte obtenida mediante el VPA.

Figura 69. Proyecciones del estado del stock de atún blanco del Atlántico norte obtenidas a partir del VPA. De arriba a abajo: caso base del modelo, caso base del modelo sin incluir los índices de palangre de Estados Unidos y caso base del modelo con mortalidad natural dependiente de la edad.

Figura 70. Resumen de las estimaciones sobre el estado del stock utilizando diferentes modelos y escenarios.

Figura 71. Comparación de SSB/SSB_{RMS} (arriba) y F/F_{RMS} (abajo) de los casos base del modelo a partir de las cuatro plataformas de modelación. En el caso de ASPIC, se representa el ensayo 5 que incluye todas las series de CPUE.

Figura 72. Proyecciones retrospectivas del VPA.

Figura 73. Resultados de los análisis de sensibilidad y análisis retrospectivos para el Ensayo 8 de ASPIC para el atún blanco del Atlántico sur.

Figura 74. Ajustes del modelo BSP a los cuatro escenarios del caso base.

Figura 75. Distribuciones posteriores (línea continua) y previas (línea punteada) a partir de los cuatro ensayos del caso base del modelo BSP para el Atlántico sur.

Figura 76. Análisis retrospectivo, con proyecciones tras el último año de datos, utilizando las capturas reales, para el modelo Schaeffer (ensayo F1 izquierda, F2 derecha) del BSP para el atún blanco del Atlántico sur.

Figura 77. Valores residuales de CPUE (izquierda) y gráficos residuales qq-normal (derecha) para los cuatro ensayos del caso base del BSP para el Atlántico sur.

Figura 78. Análisis de sensibilidad para el BSP del Atlántico sur eliminando algunas series de CPUE, comparado con los casos base con ponderación igual o por captura. En todos los casos se utilizó la forma funcional Schaeffer.

Figura 79. Mediana de las trayectorias de la biomasa para los ensayos del modelo BSP del Atlántico sur con distribuciones previas alternativas. "Base" es el caso base. "Unif" es las distribuciones previas uniformes en r y K , y Bo/K fijado en 0,9, al igual que en los ensayos de ASPIC. "Unif(K)" tiene una distribución previa uniforme en K .

Figura 80. Distribuciones previas y distribuciones posteriores marginales para K y r para formulaciones alternativas de distribuciones previas, y B/B_{RMS} y F/F_{RMS} actuales para los ensayos con distribuciones previas alternativas.

Figura 81. Mediana de las trayectorias con intervalos de confianza del 80%, a partir de los cuatro casos de distribuciones previas alternativas del modelo BSP con distribuciones previas uniformes en r y K , y Bo/K fijado en 0,9, para el atún blanco del Atlántico sur.

Figura 82. Trayectorias de biomasa y de tasa de mortalidad por pesca para el atún blanco del Atlántico sur.

Figura 83. Diagramas de fase de Kobe para el atún blanco del Atlántico sur. El año terminal es 2011 (triángulo negro).

Figura 84. Gráficos de tarta de Kobe del estado en 2011, para los ocho modelos por separado, y para todos los modelos combinados para el atún blanco del Atlántico sur.

Figura 85. Probabilidad proyectada de situarse en "verde" en diferentes escalas temporales para las diferentes combinaciones de los parámetros HCR, tal y como se ha indicado. La columna de la izquierda representa un marco temporal de 20 años (1 generación media +10 años -un valor utilizado a veces para los stocks muy mermados). La columna central, representa un marco de 9 años (una generación media) y la columna situada en el extremo derecho, un marco temporal de 5 años. Las filas representan los niveles de Bumbral (0,6 B_{RMS} , 0,8 B_{RMS} y B_{RMS} para las filas superior, media e inferior, respectivamente).

Figura 86. Proyección futura (15 años) de la ratio de B (B/B_{RMS}) y la ratio de F (F/F_{RMS}) para cuatro ensayos ASPIC para el atún blanco del Atlántico sur con capturas constantes.

Figura 87. Proyección futura (15 años) de la ratio de B (B/B_{RMS}) y la ratio de F (F/F_{RMS}) para cuatro ensayos ASPIC para el atún blanco del Atlántico sur con F constante.

Figura 88. Rendimiento predicho para proyecciones futuras (15 años) para cuatro ensayos de ASPIC para el atún blanco del Atlántico sur, asumiendo una F constante.

Figura 89. Mediana de las proyecciones en los cuatro ensayos del caso base BSP para el atún blanco del Atlántico sur, con una política de captura constante o de F constante.

Figura 90. Probabilidad de situarse en el cuadrante verde ($B > B_{RMS}$ y $F < F_{RMS}$), para los ocho escenarios combinados en el Atlántico sur.

Figura 91. Proyecciones de Kobe para el Atlántico sur para los modelos ASPIC y BSP.

APPENDICES

Appendice 1. Ordre du jour.

Appendice 2. Liste des participants.

Appendice 3. Liste des documents.

APÉNDICES

Apéndice 1. Orden del día

Apéndice 2. Lista de participantes.

Apéndice 3. Lista de documentos

Table 1. Estimated CAA for N-ALB.

Year	Age_0	Age_1	Age_2	Age_3	Age_4	Age_5	Age_6	Age_7	Age_8	Age_9	Age_10	Age_11	Age_12	Age_13	Age_14	Age_15
1975	11762	477040	1476729	1403321	428884	171347	106435	77139	50028	30553	19154	12770	9125	6990	5821	5384
1976	7530	1069458	2162027	1050125	734451	409380	235539	131192	70741	37873	21074	12623	8260	5891	4580	3802
1977	5299	555836	2295220	1253662	480070	345543	233630	130969	69214	36313	20013	11988	7887	5679	4475	3793
1978	14635	2261986	2459274	1046468	397258	223112	163395	97608	50326	25154	13528	8184	5575	4200	3447	2985
1979	45142	864989	2256061	1600921	578962	252339	111964	53595	29757	18077	12237	9145	7383	6362	5819	5547
1980	9303	1665186	1626685	1137755	317302	141261	83844	52879	28285	14277	8121	5531	4280	3566	3141	2931
1981	10964	1154142	1537500	865646	319489	106636	65871	48303	32430	21265	14856	11444	9689	8887	8769	9070
1982	2005	319894	1666988	1296928	489193	143015	90754	67652	46081	30448	21267	16469	14132	13100	12969	13389
1983	9570	1078560	1617390	1385847	595854	264005	156535	94804	56040	33308	21337	14865	11154	8945	7718	7082
1984	11181	712085	1189973	864252	345454	230093	178911	129154	81106	48346	30185	21109	16791	14931	15017	16375
1985	16045	1124898	1383716	882822	311614	205586	146087	91034	55884	36403	25997	20103	16387	13817	11990	10694
1986	27579	891420	1603745	1103649	399453	211395	161298	113746	75352	51539	37102	27834	21454	16890	13674	11436
1987	4124	443870	2344578	1265790	258370	70305	44221	32264	22895	16369	12244	9646	7897	6632	5662	4810
1988	7364	1706185	2008752	888535	200526	52503	27662	17821	11903	8054	5764	4397	3518	2901	2445	2085
1989	5973	1134350	1743158	1128427	222753	65682	32296	13930	7266	4296	2711	1842	1354	1067	893	779
1990	59056	1153547	2315708	805352	275168	137548	84106	44853	24794	14460	9042	6039	4330	3354	2811	2498
1991	38468	1316900	1990461	576481	171798	108759	58039	18395	6790	3319	1943	1255	874	654	526	444
1992	14876	1291002	1786160	758447	170381	55855	56253	44180	32214	22228	14734	9825	6813	4971	3845	3105
1993	13948	1127445	1862543	1143178	337904	111711	80885	53347	30386	17238	10497	7008	5162	4166	3659	3448
1994	10297	805023	2200656	735078	219600	83426	57612	40908	25703	16201	11685	10787	11810	14189	18338	24756
1995	41328	1320844	2095899	851623	196786	136202	111908	77394	49039	29669	17975	11303	7515	5324	4127	3505
1996	9581	1461998	2150212	356531	117414	86872	71234	45440	26855	15426	9173	5875	4117	3165	2653	2325
1997	81888	1738879	1637256	692943	159463	64672	45093	32215	21056	12722	7622	4787	3250	2411	1960	1704
1998	5695	1992744	1723723	479018	132889	40962	26861	21014	14643	9354	5869	3807	2628	1953	1574	1353
1999	26218	1831244	1435806	977411	307068	106602	56472	36052	23582	14869	9270	5963	4048	2897	2172	1663
2000	8171	1028336	1628418	883153	213893	72001	104145	95383	51261	21810	9035	4177	2315	1546	1209	1032
2001	3094	512027	816461	706100	279328	142596	122536	72921	32847	13886	6397	3362	2022	1379	1060	878
2002	16130	879000	407395	273302	291221	185059	135902	83186	42816	21271	11142	6356	4007	2852	2376	2272
2003	12588	1771368	648364	400566	241757	145376	119504	75653	38875	18955	9806	5630	3598	2522	1919	1542
2004	13415	875023	1342599	547537	184744	115484	81148	49871	28340	16134	9784	6457	4646	3621	3048	2724
2005	31342	1321635	1633779	1016641	312194	132383	87553	49154	25381	13156	7155	4192	2704	1949	1598	1460
2006	23027	1286098	1952190	1084087	375769	92750	54849	35441	20727	11918	7073	4458	3040	2251	1805	1529
2007	8854	343185	1078407	805441	155363	56236	40829	28330	16979	9417	5341	3297	2313	1936	2103	2666
2008	16467	704412	1004616	509434	225008	49382	32392	22546	13637	8572	6073	4914	4417	4295	4527	5129
2009	23572	265416	658744	526662	163547	41789	22187	14519	9770	7587	6385	5427	4651	4052	3603	3262
2010	28197	576691	1207936	393936	166822	54744	34206	30357	21390	13669	8968	6381	4947	4096	3550	3138
2011	17518	995667	755105	641496	114835	59184	39787	28237	18332	11205	7156	5026	3902	3291	2963	2782

Table 2. Quarterly mean lengths at age and standard deviations used to generate length at age distributions using Kimura-Chikuni.

		<i>Age:</i>	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Quarter 1	mean	44.46	59.75	72.06	81.96	89.93	96.35	101.52	105.68	109.03	111.72	113.89	115.63	117.04	118.17	119.08	119.81	
	sigma	2.73	3.05	3.31	3.54	3.73	3.89	4.03	4.14	4.24	4.32	4.39	4.45	4.5	4.54	4.58	4.61	
Quarter 2	mean	30.61	48.60	63.08	74.74	84.12	91.67	97.75	102.65	106.58	109.75	112.31	114.36	116.01	117.35	118.42	119.28	
	sigma	2.73	3.05	3.31	3.54	3.73	3.89	4.03	4.14	4.24	4.32	4.39	4.45	4.5	4.54	4.58	4.61	
Quarter 3	mean	35.48	52.52	66.24	77.28	86.16	93.32	99.08	103.71	107.44	110.45	112.86	114.81	116.37	117.64	118.65	119.47	
	sigma	2.73	3.05	3.31	3.54	3.73	3.89	4.03	4.14	4.24	4.32	4.39	4.45	4.5	4.54	4.58	4.61	
Quarter 4	mean	40.09	56.23	69.22	79.68	88.10	94.88	100.33	104.72	108.26	111.10	113.39	115.23	116.72	117.91	118.87	119.64	
	sigma	2.73	3.05	3.31	3.54	3.73	3.89	4.03	4.14	4.24	4.32	4.39	4.45	4.5	4.54	4.58	4.61	

Table 3. Levels of Target F, Biomass threshold, and Biomass limit levels to be used to inform the Commission for its determination of ‘high probability’ and ‘as soon as possible’, subject to the decision framework of Rec. 11-13.

FTarget:	.75F _{MSY} , .8F _{MSY} , .85F _{MSY} , .9F _{MSY} , .95F _{MSY} , F _{MSY}
BThreshold:	.6B _{MSY} , .8B _{MSY} , B _{MSY}
Blimit:	.4B _{MSY}

Table 4. MFCL model runs and specifications (all alternate runs are the same as the base run except for the changes specified).

<i>Run</i>	<i>Specifications</i>
Base	Model specifications provided in SCRS/2013/058
Alt1	Includes Chinese Taipei LL SF data and allows dome-shaped selectivity for this fleet
Alt2	Model starts in 1950
Alt3	All SF data down-weighted
Alt4	Japanese LL CPUE data no longer down-weighted
Alt5	Includes the Chen and Watanabe age-specific natural mortality vector (Santiago 2004)
Alt6	Excludes final 4 years of data (2008 – 2011)
Alt7	Includes equal weights for Japan and Chinese Taipei LL SF and CPUE data (similar to 2009 continuity run)
Alt8	Includes total catch in weight but effort calculated from CPUE in numbers (incorrect effort data calculation)
Tag	Includes tagging data for release events that occurred between 1988 and 1991

Table 5. Key outputs estimated by the MFCL base and alternate runs (Red values indicate the benchmark is below MSY). Values for F/F_{MSY}, B/B_{MSY} and SSB/SSB_{MSY} are averages of the values for the last 3 years of the model estimated trajectories, not including the final year.

<i>Run</i>	<i>Steepness</i>	<i>MSY</i>	<i>F/F_{MSY}</i>	<i>B/B_{MSY}</i>	<i>SSB/SSB_{MSY}</i>
Base	0.83	31680.00	0.72	0.80	0.94
Alt1	0.83	32780.00	0.99	0.53	0.52
Alt2	0.80	32970.00	0.77	0.72	0.82
Alt3	0.88	31970.00	0.74	0.64	0.57
Alt4	0.84	31460.00	0.78	0.67	0.67
Alt5	0.80	31940.00	0.64	0.87	1.12
Alt6	0.85	34280.00	1.04	0.76	0.50
Alt7	0.88	32780.00	0.87	0.57	0.50
Alt8	0.82	26000.00	0.92	0.66	0.75
Tag	0.82	32440.00	0.70	0.83	0.99

Table 6. Standard deviation of the effort for each CPUE series for each model.

	<i>Fishery 1</i>	<i>Fishery 2</i>	<i>Fishery 3</i>	<i>Fishery 4</i>	<i>Fishery 5</i>	<i>Fishery 7</i>	<i>Fishery 8</i>	<i>Fishery 10</i>
Alt1	0.491	0.446	0.114	1.665			0.174	0.184
Alt4	0.481	0.461	0.126	1.653	0.428	0.446	0.159	0.180
Alt5	0.457	0.458	0.110	1.659			0.155	0.185
Alt7	0.476	0.448	0.127	1.657	0.424	0.445	0.181	0.183
Base	0.458	0.458	0.110	1.658			0.154	0.190
Tag	0.457	0.459	0.106	1.659			0.154	0.187

Table 7. Summary of the CPUE series to inform ASPIC in each scenario.

Scenario	Description
Scenario 1	Composite surface cpue only
Scenario 2	China Taiwan old and new LL only (2 q's)
Scenario 3	CT LL as one only
Scenario 4	Japanese old and new LL only (2 q's)
Scenario 5	5 fisheries (surface comp, Jap old and new LL, ChTail old and new LL)
Scenario 6	Idem 5 but No Ch Tai LL
Scenario 7	Idem 5 but No Jap LL

Table 8. Estimated parameters for the Schaefer model for the 7 scenarios tested.

Scenario	MSY	F_{MSY}	B_{MSY}	K	r	B/B_{MSY}	F/F_{MSY}
1	34045.714	0.0579637	587362.65	1174725.3	0.11592741	0.88824294	0.68642746
2	39733.963	0.1196318	332135.45	664270.91	0.2392636	1.1724812	0.45051188
3	40066.978	0.12789948	313269.28	626538.56	0.25579896	0.93482683	0.56569929
4	43943.931	0.22127385	198595.23	397190.47	0.44254769	0.56026151	0.88679783
5	36649.974	0.08419609	435293.06	870586.11	0.16839218	0.76283489	0.74995673
6	45367.273	0.27587352	164449.54	328899.07	0.55174704	1.0326832	0.4718755
7	45787	0.1032	443680	1083195.2	0.129	0.88599875	0.65403268

Table 9. Description of exploratory Stock Synthesis runs.

Run 1
<ul style="list-style-type: none"> • variance adjustment lengths • use both JPN and TWN CPUE • Recruitment deviations start in 1970
Run 2
<ul style="list-style-type: none"> • Start with Run_1 • variance adjustment on lengths • variance adjustment on all CPUE. • use both JPN and TWN CPUE
Run 3
<ul style="list-style-type: none"> • Start with Run_1 • Variance adjustment lengths • use only JPN CPUE
Run 4
<ul style="list-style-type: none"> • Start with Run_1 • variance adjustment length • use only TWN CPUE
Run 5
<ul style="list-style-type: none"> • Start with Run_1 • Fix all selectivities to 1.0 • lambda on all lth comps = 0.0001 • Start the fishery at F = 0
Run 6
<ul style="list-style-type: none"> • Start with Run_5 • Start the fishery out of equilibrium • estimate starting F with a bound of 2.0
Run 7 Annual
<ul style="list-style-type: none"> • Start with Run_6 • convert data to ANNUAL • Fix male M at 0.56 from previous fits • Estimate recruitment deviations 1970-2010 • increase penalty on recruitment deviations to 10
Run 8 Annual ASPM
<ul style="list-style-type: none"> • Start with Run_7 • put a prior on steepness of 0.75, SD = 0.15 • estimate of steepness went down to about 0.45 • No recruit deviations

Table 10. Residual mean square error from SS exploratory runs.

Fleet Number	Flt Name	RESIDUAL MEAN SQUARE ERROR (RMSE)									
		Run 1	Run 2	Run 3	Run 4	Run 5	Run 6	Run 7	Run 8	Run 10	
(ALBN01	ESP_BBrec)	0.388	0.438	0.390	0.334	0.395	0.395	0.401	0.309	0.450	
(ALBN02	EsFr_TR)	0.517	0.542	0.518	0.533	0.592	0.592	0.443	0.464	0.323	
(ALBN03	EsFr_BBear)	0.302	0.340	0.317	0.323	0.343	0.343	0.341	0.238	0.351	
(ALBN04	PRT_BB)	1.934	2.008	1.929	1.907	1.844	1.844	1.508	1.735	1.773	
(ALBN05	JPN_LLtrg)	0.599	0.602	0.605	0.617	0.604	0.604	0.219	0.298	0.169	
(ALBN06	JPN_LLtra)	0.705	0.632	0.743	0.705	0.686	0.686	0.481	0.394	0.629	
(ALBN07	JPN_LLbyc)	0.703	0.763	0.698	0.808	0.691	0.691	0.353	0.414	0.348	
(ALBN08	TAI_LL)	0.322	0.330	0.354	0.328	0.436	0.436	0.332	0.162	0.237	
(ALBN09	TAI_LL)	0.450	0.406	0.470	0.520	0.517	0.517	0.402	0.374	0.320	
(ALBN10	TAI_LL)	0.281	0.298	0.284	0.291	0.295	0.295	0.191	0.202	0.189	
(ALBN11	KrPaCu_LL)	1.852	1.921	1.842	1.986	1.768	1.768	1.660	1.613	1.562	
(ALBN12	Other_SU)	2.716	2.796	2.710	2.706	2.794	2.794	2.284	2.328	2.301	

Table 11. Description of exploratory Stock Synthesis runs.

<p>Run 12</p> <ul style="list-style-type: none"> quarterly time step, 2 sex, change from effort to CPUE, deleted some lengths modified some selectivities by mirroring different fleets (11 and 12) Remove the JPN CPUE time series
<p>Run 12B</p> <ul style="list-style-type: none"> remove the CPUE variance reweighting
<p>Run 13</p> <ul style="list-style-type: none"> Same as model 12 except JPN CPUE is turned on and TIA CPUE turned off
<p>Run 13B</p> <ul style="list-style-type: none"> remove the CPUE variance reweighting
<p>Run 14</p> <ul style="list-style-type: none"> Same as model 12 except both JPN and TIA are turned on
<p>Run 14B</p> <ul style="list-style-type: none"> remove the CPUE variance reweighting
<p>Run 15</p> <ul style="list-style-type: none"> Start with 12B and try to make the fit more like MFCL Remove JPN CPUE or lengths No variance reweighting on CPUE No variance reweighting on LTHS Remove the TAI lengths
<p>Run 16</p> <ul style="list-style-type: none"> Start with Run 15 split the TAI fishery into winter (season 1,2) and summer (season 3,4) put the TAI length back in Change divergence age for M for both sexes from 1 to 5
<p>Run 17</p> <ul style="list-style-type: none"> Most like MFCL base case 1 sex, match MFCL growth and M Leave out the TAI lengths Start recruitment deviations in 1930, no advanced options Fix the starting F value at 0.2 Use the first 10 years of catch for equilibrium
<p>Run 17B</p> <ul style="list-style-type: none"> Start with 17 and decrease equilibrium catch to 933 Fix initial F at 0.2
<p>Run 17c</p> <ul style="list-style-type: none"> Start with 17 and total remove equilibrium catch Start at F= 0

Table 12. VPA model estimates of North Atlantic albacore Beverton Holt (BH) stock recruitment parameters, maximum sustainable yield, 2011 stock status, and probability of $SSB > SSB_{MSY}$ and $F < F_{MSY}$ (green quadrant in Kobe phase diagram) from the base model and influential sensitivity runs. Note that benchmarks and stock status estimates for the Japan longline index sensitivity run are not presented due to a lack of fit of the stock recruitment curve from VPA estimates.

Run	Quantile	BH-a	BH-b	BH- σ	MSY	SSB/SSB _{MSY}	F/F _{MSY}	Pr(Green)
VPA base model	Median	1.1E+07	5.2E+03	0.21	3.65E+04	0.82	0.74	0.14
	80% CI Lower Limit	1.0E+07	6.4E+03	0.20	3.57E+04	0.66	0.51	
	80% CI Upper Limit	1.2E+07	1.4E+04	0.22	3.73E+04	1.06	1.11	
VPA USA longline indices removed	Median	1.1E+07	6.8E+03	0.20	3.60E+04	1.49	0.68	0.95
	80% CI Lower Limit	9.8E+06	2.9E+03	0.19	3.54E+04	1.11	0.41	
	80% CI Upper Limit	1.1E+07	1.1E+04	0.21	3.68E+04	2.16	1.06	
VPA age-varying mortality	Median	2.0E+07	1.3E+04	0.20	3.47E+04	1.28	0.67	0.78
	80% CI Lower Limit	1.8E+07	7.4E+03	0.19	3.36E+04	1.00	0.45	
	80% CI Upper Limit	2.3E+07	2.2E+04	0.22	3.57E+04	1.69	0.96	
VPA historical period included	Median	2.0E+07	4.7E+04	0.24	4.99E+04	0.39	0.95	0.00
	80% CI Lower Limit	1.8E+07	3.3E+04	0.22	4.76E+04	0.33	0.65	
	80% CI Upper Limit	2.2E+07	6.4E+04	0.26	5.21E+04	0.47	1.43	

Table 13. Fleet descriptions used in the ASPIC models for South Atlantic albacore.

Fleet	Fleet 1	Fleet 2 (1956 –1969) Fleet 3 (1970 –1975) Fleet 4 (1976 –2011)	Fleet 5	Fleet 6 (1956 –1998) Fleet 7 (1999 –2011)	Fleet 8
CPUE	Chinese Taipei (LL)	Japan (LL) None (1970-1975)	None	None	Uruguay (LL)
Catch	Chinese Taipei (LL) Korea (LL)	China LL E. C. Spain (LL) E. C. Portugal (LL) Japan (LL) Philippines (LL) St Vincent and Grenadier (LL) USA (LL) USSR (LL) Vanuatu (LL) Honduras (LL) Nei (LL) Côte D'Ivoire (LL) EU. United Kingdom (LL) Seychelles (LL) UK. Sta Helena (LL)	Brazil (LL, SU) Panama (LL) South Africa (LL, UN) Argentina (LL, TW, UN) Belize (LL) Cambodia (LL) Cuba (LL, UN) Namibia (LL)	Brazil (BB, GN, HL, PS, UN) E. C. Spain (PS) E. C. France (PS) E. C. Portugal (BB, PS) Japan (BB, PS) Namibia (BB) Korea (BB) Maroc (PS) Panama (PS) South Africa (BB, HL, PS, RR, SP) USA (PS) USSR (PS, SU) UK St Helena (BB, RR) Chinese Taipei (GN) Nei (PS) Netherlands (PS) Argentina (PS) Belize (PS) Cape Verde (PS) Curaçao (PS) Guatemala (PS)	Uruguay (LL)

Table 14. Catches (t) for each fleet for ASPIC for south Atlantic albacore listed in Table 13.

<i>Year</i>	<i>Fleet 1</i>	<i>Fleet 2</i>	<i>Fleet 3</i>	<i>Fleet 4</i>	<i>Fleet 5</i>	<i>Fleet 6</i>	<i>Fleet 7</i>	<i>Fleet 8</i>
1956		21						
1957		725						
1958		1,047						
1959		3,015			1,700			
1960		8,673			1,802			
1961		8,893			1,872			
1962		16,422			2,549			
1963		15,104			2,281			
1964	115	23,738			2,124	22		
1965	346	28,309			1,190			
1966	5,275	21,023			998			
1967	7,412	7,719			752			
1968	12,489	11,857			1,304	38		
1969	21,732	6,331			430			
1970	17,255		5,898		500			
1971	21,323		3,218		344			
1972	30,640		2,087		352	110		
1973	25,888		277		1,969	100		
1974	19,079		109		365	163		
1975	16,614		306		536	151		
1976	17,976			73	1,129	197		
1977	19,858			105	1,162	330		
1978	21,837			135	867	256		
1979	21,218			105	666	651		
1980	19,400			333	1,024	2,189		
1981	18,869			558	996	3,594		23
1982	23,363			569	1,114	4,391		235
1983	10,101			162	1,360	2,922		373
1984	8,237			224	1,061	4,551		526
1985	20,154			623	517	8,272		1,531
1986	27,913			739	1,263	7,111		262
1987	29,173			357	1,733	9,189		178
1988	20,926			405	816	7,926		100
1989	18,440			450	788	7,450		83
1990	20,461			587	638	6,973		55
1991	19,914			804	1,333	3,930		34
1992	23,068			1,001	3,374	9,089		31
1993	19,420			748	3,753	8,863		28
1994	22,576			923	1,684	10,100		16
1995	18,354			695	941	7,513		49
1996	18,974			785	1,165	7,426		75
1997	18,169			673	769	8,354		56
1998	16,113			487	3,098	10,787		110
1999	17,391			1,560	1,651		6,965	90
2000	17,239			3,041	4,027		6,989	90
2001	15,834			5,235	6,834		10,757	135
2002	17,321			1,142	3,097		10,074	111
2003	17,356			534	2,641		7,364	108
2004	13,325			703	606		7,789	120
2005	10,772			1,446	727		5,905	32
2006	12,359			2,247	3,041		6,712	93
2007	13,202			1,313	538		5,181	34
2008	10,054			2,633	478		5,640	53
2009	9,052			2,470	493		10,133	97
2010	11,105			1,693	649		5,721	24
2011	13,102			1,888	1,417		7,677	37

Table 15. Standardized CPUE series included in the ASPIC models for South Atlantic albacore.

<i>Fleet represented</i>	<i>Fleet 1</i>	<i>Fleet 2</i>	<i>Fleet 3</i>	<i>Fleet 4</i>	<i>Fleet 5</i>	<i>Fleet 6</i>	<i>Fleet 7</i>	<i>Fleet 8</i>
CPUE series flag	Chinese Taipei LL	Japan LL1	(None)	Japan LL3	(None)	(None)	(None)	Uruguay LL
1959		1.888						
1960		1.780						
1961		1.430						
1962		1.025						
1963		0.992						
1964		0.996						
1965		0.671						
1966		0.610						
1967	2.078	0.648						
1968	2.135	0.598						
1969	2.275	0.362						
1970	1.713							
1971	1.730							
1972	1.190							
1973	1.034							
1974	1.172							
1975	1.376			1.040				
1976	1.442			1.220				
1977	1.579			0.781				
1978	1.406			1.421				
1979	1.305			0.580				
1980	1.197			0.852				
1981	0.956			1.761				
1982	0.953			1.396				
1983	0.934			1.105				1.689
1984	1.051			1.143				1.459
1985	0.993			1.902				1.526
1986	0.977			2.212				1.509
1987	0.872			0.906				1.411
1988	0.627			0.649				1.467
1989	0.558			0.808				1.754
1990	0.597			1.111				1.148
1991	0.671			1.286				1.333
1992	0.798			0.707				0.884
1993	0.683			0.608				1.546
1994	0.869			0.878				0.690
1995	0.867			0.563				1.103
1996	0.922			0.614				1.511
1997	0.872			0.813				1.110
1998	0.753			0.793				1.532
1999	0.631			0.834				1.217
2000	0.583			1.435				0.970
2001	0.706			1.477				0.564
2002	0.570			0.950				0.455
2003	0.534			0.996				0.317
2004	0.650			1.067				0.229
2005	0.752			0.818				0.145
2006	0.574			0.438				0.561
2007	0.654			0.332				0.706
2008	0.679			0.691				0.531
2009	0.660			0.839				0.671
2010	0.749			1.039				0.589
2011	0.672			0.936				0.371

Table 16. Details of model runs in the ASPIC for South Atlantic albacore.

<i>Run</i>	<i>Weight</i>	B_1/K (fixed)	<i>Model</i>
2	Equal for all fleets	0.9	Logistic
6	Equal for all fleets	0.9	Fox
7	Weighted by catch	0.9	Logistic
8	Weighted by catch	0.9	Fox

Table 17. Results of the ASPIC model runs for South Atlantic albacore with those of 2011 assessment.

<i>Results</i>				<i>2011 results</i>								
<i>Model run</i>	MSY (t)	F_{MSY}	B_{MSY} (t)	$B_{2012}/$ B_{MSY}	$F_{2011}/$ F_{MSY}	K (t)	r	MSY (t)	F_{MSY}	$B_{2009}/$ B_{MSY}	$F_{2009}/$ F_{MSY}	
Run2	28,060	0.301	93,330	0.813	1.076	186,700	0.60	27,390	0.248	0.624	1.342	
Run6	25,660	0.199	128,800	0.861	1.098	350,000	0.20	25,650	0.204	0.762	1.180	
Run7	22,620	0.070	323,000	0.816	1.301	646,000	0.14	23,630	0.072	0.931	1.038	
Run8	24,250	0.127	191,300	0.950	1.047	520,000	0.13	24,850	0.095	1.204	0.765	

Table 18. Scenarios of sensitivity analyses for the ASPIC model runs for South Atlantic albacore.

<i>Scenario</i>	<i>Abbreviation in the graph</i>
B1/K fix at 0.8	B1/K 0.8
B1/K fix at 1.0	B1/K 1.0
Uruguay index separated (-1991 and 1992-)	sep. Uruguay index
Without index of Japan LL1 (1959-69)	no JPLL1
Only with Chinese Taipei LL index	only TWLL
Only with Chinese Taipei LL and JPN LL1 indices	only TWLL&JPLL1
Only with index of Japan LL3 (1975-2011)	only JPLL3
Only with Uruguay LL indices (separated)	only Uruguay sep.

Table 19. Model specifications for South Atlantic BSP model runs. Model runs F1-F4 are the base cases. For the sensitivity analyses, specifications are the same as the base cases except where indicated.

<i>Run name</i>	<i>Weighting</i>	<i>Model</i>	<i>Series</i>	<i>End year</i>	<i>priors</i>	<i>Note</i>
F1	equal	Schaefer	all	2011	base	Base
F2	catch	Schaefer	all	2011	base	Base
F3	equal	Fox	all	2011	base	Base
F4	catch	Fox	all	2011	base	Base
S3	equal	Schaefer	Chinese Taipei	2011	base	cpue sensitivity
S6	equal	Schaefer	Uruguay	2011	base	cpue sensitivity
S7	equal	Schaefer	Japan	2011	base	cpue sensitivity
S8	equal	Schaefer	CHT+URU	2011	base	cpue sensitivity
S9	equal	Schaefer	CHT+JLL	2011	base	cpue sensitivity
S10	equal	Schaefer	URU+JLL	2011	base	cpue sensitivity
F1p2	equal	Schaefer	all	2011	Unif K	prior sensitivity
F2p2	catch	Schaefer	all	2011	Unif K	prior sensitivity
F3p2	equal	Fox	all	2011	Unif K	prior sensitivity
F4p2	catch	Fox	all	2011	Unif K	prior sensitivity
F1p3	equal	Schaefer	all	2011	Bo/K mean 1	prior sensitivity
F2p3	catch	Schaefer	all	2011	Bo/K mean 1	prior sensitivity
F3p3	equal	Fox	all	2011	Bo/K mean 1	prior sensitivity
F3p3	catch	Fox	all	2011	Bo/K mean 1	prior sensitivity
F1p4	equal	Schaefer	all	2011	Unif K, r	prior sensitivity
F2p4	catch	Schaefer	all	2011	Unif K, r	prior sensitivity
F3p4	equal	Fox	all	2011	Unif K, r	prior sensitivity
F4p4	catch	Fox	all	2011	Unif K, r	prior sensitivity
F1R1-F1R6	equal	Schaefer	all	2004-2010	base	retrospective
F3R1-F3R6	catch	Schaefer	all	2004-2010	base	retrospective

Table 20. Marginal posterior mean values of the parameters (CVs in parentheses) for the four BSP base cases.

<i>Variable</i>	<i>SAf 1</i>	<i>SAf 2</i>	<i>SAf 3</i>	<i>SAf 4</i>
K (1000)	704.25(0.56)	802.68(0.55)	843.49(0.55)	864.04(0.58)
r	0.18(0.62)	0.23(0.61)	0.23(0.83)	0.42(0.85)
MSY (1000)	23.23(0.37)	37.33(0.81)	23.58(0.66)	52.24(1.16)
Bcur (1000)	300.76(0.66)	512.97(0.75)	343.35(0.64)	543.20(0.78)
Binit (1000)	652.58(0.56)	742.42(0.55)	779.03(0.55)	797.23(0.58)
Bcur/Binit	0.47(0.32)	0.68(0.35)	0.45(0.32)	0.67(0.36)
Ccur/MSY	1.00(0.42)	0.78(0.57)	1.08(0.58)	0.75(0.82)
Bcur/Bmsy	0.87(0.32)	1.25(0.35)	1.13(0.31)	1.68(0.36)
Fcur/Fmsy	1.35(0.72)	0.89(1.25)	1.14(0.90)	0.69(1.58)

Table 21. Kobe 2 Strategy Matrix probability of being ‘Green’ over time for Northern albacore using the HCR parameters indicated.

Kobe II Strategy matrix. Future probability of SSB>SSBMSY and F<FMSY for different combinations of Bthreshold and Ftarget values																				Average catch over		Cumulative catch over:				
Bthreshold	Ftarget	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	3 years	5 years	10 years	15 years	20 years		
.6Bmsy	0.75Fmsy	29	32	36	49	54	57	61	65	68	70	73	75	77	78	80	81	82	84	26,969	139,100	293,575	454,716	620,434		
.6Bmsy	0.8Fmsy	29	31	35	45	52	55	58	61	64	67	69	71	74	75	77	78	79	80	28,458	146,274	306,335	472,388	642,668		
.6Bmsy	0.85Fmsy	29	31	33	42	47	52	55	57	59	62	64	67	69	71	72	74	76	77	29,911	153,211	318,349	488,666	662,774		
.6Bmsy	0.9Fmsy	29	30	30	39	42	46	50	52	54	56	58	60	62	64	66	68	70	71	31,330	159,918	329,637	503,591	680,809		
.6Bmsy	0.95Fmsy	29	29	20	36	37	39	42	44	48	50	51	52	54	55	56	58	60	61	32,715	166,398	340,221	517,205	696,835		
.6Bmsy	Fmsy	29	29	0	33	33	0	33	33	0	33	33	0	33	33	0	33	33	0	34,066	172,657	350,123	529,550	710,916		
.8Bmsy	0.75Fmsy	29	32	42	51	55	59	63	67	70	72	75	76	78	80	81	83	86	88	25,260	133,581	289,167	451,760	618,642		
.8Bmsy	0.8Fmsy	29	32	41	50	53	56	59	62	66	69	71	73	75	77	78	80	81	83	26,655	140,496	301,820	469,532	641,152		
.8Bmsy	0.85Fmsy	29	31	39	48	50	53	56	58	61	63	67	69	71	73	75	76	77	79	28,016	147,185	313,734	485,931	661,571		
.8Bmsy	0.9Fmsy	29	30	35	46	48	50	51	54	56	58	60	62	64	67	69	70	72	73	29,346	153,654	324,930	500,996	679,954		
.8Bmsy	0.95Fmsy	29	29	23	45	45	46	47	48	49	51	52	54	55	56	58	59	61	63	30,643	159,905	335,420	514,759	696,359		
.8Bmsy	Fmsy	29	29	1	42	42	0	42	42	0	42	42	0	42	42	0	42	42	0	31,910	165,942	345,222	527,255	710,841		
Bmsy	0.75Fmsy	29	35	47	58	62	68	72	75	78	80	82	84	87	90	92	94	95	96	22,639	123,151	277,783	441,651	610,569		
Bmsy	0.8Fmsy	29	34	46	56	61	66	71	73	76	78	80	82	85	87	90	92	94	95	23,877	129,456	289,836	458,946	632,882		
Bmsy	0.85Fmsy	29	33	45	55	59	63	69	71	74	77	78	80	82	84	87	89	91	93	25,083	135,543	301,142	474,839	653,068		
Bmsy	0.9Fmsy	29	33	42	54	56	60	66	68	71	74	76	77	79	81	83	85	87	89	26,260	141,416	311,703	489,342	671,130		
Bmsy	0.95Fmsy	29	32	32	52	54	57	62	64	67	70	72	73	76	77	78	80	81	83	27,407	147,079	321,520	502,449	687,030		
Bmsy	Fmsy	29	31	21	50	52	11	57	57	5	62	62	5	65	65	3	67	67	2	28,525	152,534	330,547	514,046	700,587		

Table 22. Kobe II risk matrix for B-ratio and F-ratio (probability of not exceeding MSY level) based on ASPIC results for south Atlantic albacore.

Run02 Probability $B > B_{MSY}$																
Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027
14,000	23%	29%	38%	70%	90%	95%	95%	96%	96%	96%	96%	96%	96%	96%	96%	96%
16,000	23%	29%	38%	65%	86%	92%	94%	95%	95%	95%	95%	95%	95%	96%	96%	96%
18,000	23%	29%	38%	61%	81%	90%	93%	94%	94%	94%	94%	94%	94%	94%	95%	95%
20,000	23%	29%	38%	57%	72%	84%	89%	91%	92%	93%	93%	93%	93%	93%	93%	93%
22,000	23%	29%	38%	52%	63%	74%	82%	85%	87%	88%	89%	89%	89%	89%	89%	89%
24,000	23%	29%	38%	49%	54%	61%	68%	73%	75%	79%	80%	80%	80%	80%	80%	80%
26,000	23%	29%	38%	43%	47%	49%	50%	53%	55%	56%	59%	59%	60%	61%	61%	61%
28,000	23%	29%	38%	37%	35%	33%	31%	29%	28%	26%	24%	22%	21%	20%	18%	17%
30,000	23%	29%	38%	34%	28%	22%	17%	12%	9%	7%	5%	3%	1%	1%	0%	0%
32,000	23%	29%	38%	30%	22%	14%	9%	5%	3%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
34,000	23%	29%	38%	26%	17%	9%	4%	3%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
36,000	23%	29%	38%	23%	12%	5%	3%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027
0.75*FMSY	23%	29%	38%	56%	65%	70%	75%	76%	77%	78%	78%	79%	79%	79%	79%	79%
0.80*FMSY	23%	29%	38%	52%	61%	66%	68%	70%	72%	73%	74%	74%	74%	74%	74%	74%
0.85*FMSY	23%	29%	38%	51%	57%	61%	64%	66%	67%	67%	68%	68%	68%	68%	68%	69%
0.90*FMSY	23%	29%	38%	48%	53%	56%	58%	59%	60%	61%	62%	62%	62%	62%	62%	63%
0.95*FMSY	23%	29%	38%	44%	48%	50%	52%	54%	55%	55%	56%	56%	56%	56%	56%	57%
1.00*FMSY	23%	29%	38%	40%	42%	43%	44%	44%	45%	45%	45%	45%	46%	46%	46%	46%
Run02 Probability $F < F_{MSY}$																
Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	
14,000	71%	88%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
16,000	71%	88%	99%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
18,000	71%	88%	98%	99%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
20,000	71%	88%	96%	98%	99%	99%	99%	99%	99%	99%	99%	99%	99%	99%	99%	99%
22,000	71%	88%	91%	94%	96%	97%	97%	97%	97%	97%	97%	97%	97%	97%	97%	97%
24,000	71%	88%	74%	85%	89%	91%	92%	92%	92%	92%	91%	91%	91%	90%	90%	90%
26,000	71%	88%	58%	60%	63%	66%	69%	71%	73%	74%	73%	74%	73%	72%	72%	72%
28,000	71%	88%	38%	36%	34%	33%	31%	30%	28%	27%	24%	23%	22%	20%	18%	18%
30,000	71%	88%	26%	21%	16%	11%	9%	7%	4%	3%	1%	1%	0%	0%	0%	0%
32,000	71%	88%	16%	10%	7%	4%	3%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
34,000	71%	88%	9%	6%	4%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
36,000	71%	88%	6%	4%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	
0.75*FMSY	71%	88%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%
0.80*FMSY	71%	88%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%
0.85*FMSY	71%	88%	73%	73%	73%	73%	73%	73%	73%	73%	73%	73%	73%	73%	73%	73%
0.90*FMSY	71%	88%	66%	66%	66%	66%	66%	66%	66%	66%	66%	66%	66%	66%	66%	66%
0.95*FMSY	71%	88%	60%	60%	60%	60%	60%	60%	60%	60%	60%	60%	60%	60%	60%	60%
1.00*FMSY	71%	88%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%

Run02 Probability of being green

Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
14,000	23%	29%	38%	70%	90%	95%	95%	96%	96%	96%	96%	96%	96%	96%	96%
16,000	23%	29%	38%	65%	86%	92%	94%	95%	95%	95%	95%	95%	95%	96%	96%
18,000	23%	29%	38%	61%	81%	90%	93%	94%	94%	94%	94%	94%	94%	94%	95%
20,000	23%	29%	38%	57%	72%	84%	89%	91%	92%	93%	93%	93%	93%	93%	93%
22,000	23%	29%	38%	52%	63%	74%	82%	85%	87%	88%	89%	89%	89%	89%	89%
24,000	23%	29%	38%	49%	54%	61%	68%	73%	75%	79%	80%	80%	80%	80%	80%
26,000	23%	29%	38%	43%	47%	49%	50%	53%	55%	56%	59%	59%	60%	61%	61%
28,000	23%	29%	38%	36%	34%	32%	31%	28%	27%	26%	23%	22%	20%	19%	17%
30,000	23%	29%	26%	21%	16%	11%	9%	7%	4%	3%	1%	1%	0%	0%	0%
32,000	23%	29%	16%	10%	7%	4%	3%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
34,000	23%	29%	9%	6%	4%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
36,000	23%	29%	6%	4%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
0.75*FMSY	23%	29%	38%	56%	65%	70%	75%	76%	77%	78%	78%	79%	79%	79%	79%
0.80*FMSY	23%	29%	38%	52%	61%	66%	68%	70%	72%	73%	74%	74%	74%	74%	74%
0.85*FMSY	23%	29%	38%	51%	57%	61%	64%	66%	67%	67%	68%	68%	68%	68%	68%
0.90*FMSY	23%	29%	38%	48%	53%	56%	58%	59%	60%	61%	62%	62%	62%	62%	62%
0.95*FMSY	23%	29%	38%	44%	48%	50%	52%	54%	55%	55%	56%	56%	56%	56%	56%
1.00*FMSY	23%	29%	38%	40%	42%	43%	44%	44%	45%	45%	45%	45%	46%	46%	46%

Run06 Probability $B > B_{MSY}$

Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027
14,000	24%	28%	33%	50%	73%	90%	98%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
16,000	24%	28%	33%	48%	65%	82%	93%	99%	99%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
18,000	24%	28%	33%	44%	57%	72%	84%	93%	98%	99%	99%	99%	99%	99%	100%	100%
20,000	24%	28%	33%	41%	50%	60%	72%	81%	88%	94%	96%	98%	98%	99%	99%	99%
22,000	24%	28%	33%	37%	42%	49%	54%	62%	70%	76%	82%	85%	90%	92%	93%	93%
24,000	24%	28%	33%	34%	35%	36%	39%	41%	43%	46%	48%	51%	53%	56%	59%	61%
26,000	24%	28%	33%	31%	30%	28%	27%	26%	24%	23%	22%	20%	19%	17%	17%	16%
28,000	24%	28%	33%	28%	25%	22%	18%	15%	13%	11%	8%	7%	5%	4%	4%	3%
30,000	24%	28%	33%	26%	21%	16%	13%	10%	7%	5%	3%	3%	2%	1%	1%	0%
32,000	24%	28%	33%	25%	18%	12%	9%	6%	4%	3%	2%	1%	0%	0%	0%	0%
34,000	24%	28%	33%	23%	16%	11%	6%	4%	3%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%
36,000	24%	28%	33%	20%	13%	8%	5%	3%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027
0.75*FMSY	24%	28%	33%	43%	52%	61%	69%	74%	77%	79%	81%	82%	83%	84%	84%	85%
0.80*FMSY	24%	28%	33%	41%	49%	56%	61%	67%	71%	73%	74%	76%	77%	77%	77%	78%
0.85*FMSY	24%	28%	33%	39%	46%	51%	55%	59%	62%	65%	66%	69%	70%	71%	71%	72%
0.90*FMSY	24%	28%	33%	37%	42%	47%	50%	52%	54%	56%	57%	58%	59%	59%	61%	61%
0.95*FMSY	24%	28%	33%	36%	39%	42%	45%	47%	48%	49%	49%	50%	51%	52%	52%	52%
1.00*FMSY	24%	28%	33%	34%	36%	37%	38%	39%	40%	40%	41%	41%	41%	42%	43%	43%

Run06 Probability $F < F_{MSY}$

Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
14,000	58%	68%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
16,000	58%	68%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
18,000	58%	68%	97%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
20,000	58%	68%	85%	92%	98%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
22,000	58%	68%	66%	74%	81%	88%	92%	96%	98%	98%	99%	99%	99%	99%	99%
24,000	58%	68%	47%	49%	51%	53%	57%	60%	63%	66%	69%	73%	75%	76%	77%
26,000	58%	68%	29%	27%	26%	25%	24%	23%	21%	20%	19%	17%	16%	15%	15%
28,000	58%	68%	19%	17%	14%	12%	10%	8%	7%	5%	4%	3%	3%	2%	2%
30,000	58%	68%	13%	10%	8%	6%	4%	3%	3%	2%	1%	1%	0%	0%	0%
32,000	58%	68%	8%	6%	4%	3%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
34,000	58%	68%	6%	4%	2%	2%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
36,000	58%	68%	4%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
0.75*FMSY	58%	68%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%
0.80*FMSY	58%	68%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%
0.85*FMSY	58%	68%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%
0.90*FMSY	58%	68%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%
0.95*FMSY	58%	68%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%
1.00*FMSY	58%	68%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%

Run06 Probability of being green

Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
14,000	24%	28%	33%	50%	73%	90%	98%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
16,000	24%	28%	33%	48%	65%	82%	93%	99%	99%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
18,000	24%	28%	33%	44%	57%	72%	84%	93%	98%	99%	99%	99%	99%	99%	100%
20,000	24%	28%	33%	41%	50%	60%	72%	81%	88%	94%	96%	98%	98%	99%	99%
22,000	24%	28%	33%	37%	42%	49%	54%	62%	70%	76%	82%	85%	90%	92%	93%
24,000	24%	28%	33%	34%	35%	36%	39%	41%	43%	46%	48%	51%	53%	56%	59%
26,000	24%	28%	29%	27%	26%	25%	24%	23%	21%	20%	19%	17%	16%	15%	15%
28,000	24%	28%	19%	17%	14%	12%	10%	8%	7%	5%	4%	3%	3%	2%	2%
30,000	24%	28%	13%	10%	8%	6%	4%	3%	3%	2%	1%	1%	0%	0%	0%
32,000	24%	28%	8%	6%	4%	3%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
34,000	24%	28%	6%	4%	2%	2%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
36,000	24%	28%	4%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
0.75*FMSY	24%	28%	33%	43%	52%	61%	69%	74%	77%	79%	81%	82%	83%	84%	84%
0.80*FMSY	24%	28%	33%	41%	49%	56%	61%	67%	71%	73%	74%	76%	77%	77%	77%
0.85*FMSY	24%	28%	33%	39%	46%	51%	55%	59%	62%	65%	66%	69%	70%	71%	71%
0.90*FMSY	24%	28%	33%	37%	42%	47%	50%	52%	54%	56%	57%	58%	59%	59%	60%
0.95*FMSY	24%	28%	33%	36%	39%	42%	45%	47%	48%	49%	49%	50%	51%	51%	51%
1.00*FMSY	24%	28%	33%	34%	36%	37%	38%	39%	40%	40%	40%	40%	40%	41%	41%

Run07 Probability $B > B_{MSY}$

Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027
14,000	24%	24%	24%	25%	27%	29%	32%	36%	42%	53%	63%	68%	75%	79%	82%	87%
16,000	24%	24%	24%	24%	26%	27%	28%	31%	33%	38%	42%	50%	60%	66%	70%	75%
18,000	24%	24%	24%	24%	24%	25%	26%	27%	28%	29%	31%	32%	35%	38%	41%	48%
20,000	24%	24%	24%	23%	23%	23%	24%	23%	24%	24%	24%	24%	24%	24%	25%	25%
22,000	24%	24%	24%	23%	22%	22%	21%	20%	20%	19%	18%	17%	16%	15%	14%	13%
24,000	24%	24%	24%	23%	21%	20%	19%	17%	16%	15%	13%	12%	11%	11%	10%	10%
26,000	24%	24%	24%	22%	20%	18%	16%	15%	13%	12%	11%	11%	10%	9%	8%	6%
28,000	24%	24%	24%	21%	19%	16%	14%	13%	12%	11%	10%	9%	8%	6%	5%	4%
30,000	24%	24%	24%	21%	18%	15%	13%	11%	11%	10%	8%	7%	6%	5%	3%	3%
32,000	24%	24%	24%	20%	16%	14%	12%	11%	10%	8%	7%	5%	5%	4%	3%	2%
34,000	24%	24%	24%	19%	16%	13%	11%	10%	8%	7%	5%	5%	4%	3%	2%	1%
36,000	24%	24%	24%	19%	15%	12%	10%	9%	7%	6%	5%	4%	3%	2%	1%	0%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027
0.75*FMSY	24%	24%	24%	25%	27%	29%	30%	34%	38%	42%	47%	55%	60%	65%	67%	70%
0.80*FMSY	24%	24%	24%	24%	26%	28%	29%	32%	34%	38%	41%	45%	52%	56%	60%	64%
0.85*FMSY	24%	24%	24%	24%	26%	27%	28%	29%	32%	33%	36%	39%	42%	46%	50%	55%
0.90*FMSY	24%	24%	24%	24%	25%	26%	27%	28%	29%	31%	33%	34%	36%	38%	40%	42%
0.95*FMSY	24%	24%	24%	24%	25%	26%	26%	27%	28%	29%	29%	30%	32%	32%	33%	35%
1.00*FMSY	24%	24%	24%	24%	24%	24%	25%	26%	26%	27%	28%	28%	29%	29%	29%	31%

Run07 Probability $F < F_{MSY}$

Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
14,000	29%	29%	90%	94%	95%	97%	99%	99%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
16,000	29%	29%	79%	81%	84%	89%	92%	94%	96%	97%	98%	98%	99%	100%	100%
18,000	29%	29%	61%	65%	68%	71%	74%	77%	79%	82%	85%	88%	91%	93%	93%
20,000	29%	29%	36%	37%	38%	39%	40%	41%	43%	44%	47%	52%	56%	59%	61%
22,000	29%	29%	25%	25%	24%	24%	23%	23%	22%	21%	20%	19%	19%	18%	17%
24,000	29%	29%	17%	16%	16%	14%	14%	12%	12%	11%	11%	10%	10%	9%	8%
26,000	29%	29%	12%	11%	11%	10%	10%	9%	8%	7%	6%	6%	5%	4%	3%
28,000	29%	29%	10%	9%	8%	7%	7%	6%	5%	5%	4%	3%	3%	2%	1%
30,000	29%	29%	7%	7%	6%	5%	5%	4%	3%	3%	3%	2%	1%	1%	0%
32,000	29%	29%	6%	6%	5%	4%	3%	3%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%
34,000	29%	29%	5%	5%	3%	3%	2%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%
36,000	29%	29%	4%	3%	2%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
0.75*FMSY	29%	29%	86%	86%	86%	86%	86%	86%	86%	86%	86%	86%	86%	86%	86%
0.80*FMSY	29%	29%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%	81%
0.85*FMSY	29%	29%	78%	78%	78%	78%	78%	78%	78%	78%	78%	78%	78%	78%	78%
0.90*FMSY	29%	29%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%
0.95*FMSY	29%	29%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%	63%
1.00*FMSY	29%	29%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%

Run07 Probability of being green

Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
14,000	24%	24%	24%	25%	27%	29%	32%	36%	42%	53%	63%	68%	75%	79%	82%
16,000	24%	24%	24%	24%	26%	27%	28%	31%	33%	38%	42%	50%	60%	66%	70%
18,000	24%	24%	24%	24%	24%	25%	26%	27%	28%	29%	31%	32%	35%	38%	41%
20,000	24%	24%	24%	23%	23%	23%	24%	23%	24%	24%	24%	24%	24%	24%	25%
22,000	24%	24%	24%	23%	22%	22%	21%	20%	20%	19%	18%	17%	16%	15%	14%
24,000	24%	24%	17%	16%	16%	14%	14%	12%	12%	11%	11%	10%	10%	9%	8%
26,000	24%	24%	12%	11%	11%	10%	10%	9%	8%	7%	6%	6%	5%	4%	3%
28,000	24%	24%	10%	9%	8%	7%	7%	6%	5%	5%	4%	3%	3%	2%	1%
30,000	24%	24%	7%	7%	6%	5%	5%	4%	3%	3%	3%	2%	1%	1%	0%
32,000	24%	24%	6%	6%	5%	4%	3%	3%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%
34,000	24%	24%	5%	5%	3%	3%	2%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%
36,000	24%	24%	4%	3%	2%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
0.75*FMSY	24%	24%	24%	25%	27%	29%	30%	34%	38%	42%	47%	55%	60%	65%	67%
0.80*FMSY	24%	24%	24%	24%	26%	28%	29%	32%	34%	38%	41%	45%	52%	56%	60%
0.85*FMSY	24%	24%	24%	24%	26%	27%	28%	29%	32%	33%	36%	39%	42%	46%	50%
0.90*FMSY	24%	24%	24%	24%	25%	26%	27%	28%	29%	31%	33%	34%	36%	38%	40%
0.95*FMSY	24%	24%	24%	24%	25%	26%	26%	27%	28%	29%	29%	30%	32%	32%	33%
1.00*FMSY	24%	24%	24%	24%	24%	24%	25%	26%	26%	27%	28%	28%	29%	29%	29%

Run08 Probability B>B_{MSY}

Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027
14,000	44%	46%	49%	57%	66%	77%	88%	94%	97%	99%	99%	100%	100%	100%	100%	100%
16,000	44%	46%	49%	55%	62%	73%	81%	89%	93%	96%	98%	99%	99%	99%	99%	99%
18,000	44%	46%	49%	53%	58%	64%	74%	79%	86%	91%	94%	95%	97%	98%	99%	99%
20,000	44%	46%	49%	52%	55%	58%	63%	69%	74%	79%	83%	88%	90%	92%	95%	95%
22,000	44%	46%	49%	50%	52%	55%	56%	57%	59%	63%	66%	69%	71%	74%	77%	79%
24,000	44%	46%	49%	49%	49%	48%	48%	48%	48%	48%	47%	47%	47%	47%	46%	46%
26,000	44%	46%	49%	47%	45%	44%	41%	40%	38%	37%	36%	34%	30%	28%	25%	23%
28,000	44%	46%	49%	46%	42%	38%	37%	34%	31%	28%	25%	21%	18%	16%	14%	11%
30,000	44%	46%	49%	44%	39%	35%	33%	29%	25%	21%	17%	14%	11%	9%	8%	6%
32,000	44%	46%	49%	43%	36%	33%	29%	24%	19%	14%	12%	10%	8%	6%	4%	3%
34,000	44%	46%	49%	41%	35%	30%	24%	20%	15%	12%	9%	6%	5%	4%	3%	2%
36,000	44%	46%	49%	40%	33%	28%	22%	15%	12%	9%	6%	5%	4%	3%	2%	1%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027
0.75*FMSY	44%	46%	49%	54%	58%	61%	66%	71%	74%	76%	78%	81%	83%	84%	85%	85%
0.80*FMSY	44%	46%	49%	52%	56%	58%	62%	65%	67%	71%	74%	74%	75%	76%	78%	78%
0.85*FMSY	44%	46%	49%	51%	54%	56%	58%	60%	62%	63%	65%	67%	69%	70%	71%	72%
0.90*FMSY	44%	46%	49%	50%	53%	54%	55%	56%	57%	58%	59%	60%	61%	61%	62%	62%
0.95*FMSY	44%	46%	49%	49%	50%	51%	52%	54%	54%	55%	55%	55%	55%	55%	56%	56%
1.00*FMSY	44%	46%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	50%	50%	49%	50%	49%	50%

Run08 Probability $F < F_{MSY}$

Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
14,000	65%	69%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
16,000	65%	69%	99%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
18,000	65%	69%	93%	96%	99%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
20,000	65%	69%	82%	86%	90%	93%	96%	97%	98%	99%	100%	100%	100%	100%	100%
22,000	65%	69%	63%	67%	71%	74%	76%	79%	82%	85%	88%	90%	91%	93%	94%
24,000	65%	69%	50%	50%	50%	50%	51%	51%	51%	50%	50%	49%	49%	49%	48%
26,000	65%	69%	38%	36%	35%	34%	33%	31%	30%	28%	25%	22%	21%	19%	17%
28,000	65%	69%	30%	28%	26%	24%	22%	19%	15%	14%	12%	11%	9%	8%	6%
30,000	65%	69%	24%	21%	19%	15%	13%	11%	9%	8%	6%	5%	4%	3%	3%
32,000	65%	69%	19%	15%	13%	11%	9%	7%	5%	4%	4%	4%	2%	2%	1%
34,000	65%	69%	14%	12%	10%	7%	5%	4%	4%	3%	2%	2%	1%	1%	1%
36,000	65%	69%	12%	8%	6%	5%	4%	4%	3%	2%	2%	1%	1%	0%	0%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
0.75*FMSY	65%	69%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%	89%
0.80*FMSY	65%	69%	83%	83%	83%	83%	83%	83%	83%	83%	83%	83%	83%	83%	83%
0.85*FMSY	65%	69%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%	74%
0.90*FMSY	65%	69%	64%	64%	64%	64%	64%	64%	64%	64%	64%	64%	64%	64%	64%
0.95*FMSY	65%	69%	58%	58%	58%	58%	58%	58%	58%	58%	58%	58%	58%	58%	58%
1.00*FMSY	65%	69%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%

Run08 Probability of being green

Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
14,000	44%	46%	49%	57%	66%	77%	88%	94%	97%	99%	99%	100%	100%	100%	100%
16,000	44%	46%	49%	55%	62%	73%	81%	89%	93%	96%	98%	99%	99%	99%	99%
18,000	44%	46%	49%	53%	58%	64%	74%	79%	86%	91%	94%	95%	97%	98%	99%
20,000	44%	46%	49%	52%	55%	58%	63%	69%	74%	79%	83%	88%	90%	92%	95%
22,000	44%	46%	49%	50%	52%	55%	56%	57%	59%	63%	66%	69%	71%	74%	77%
24,000	44%	46%	49%	49%	49%	48%	48%	48%	48%	48%	47%	47%	47%	47%	45%
26,000	44%	46%	38%	36%	35%	34%	33%	31%	30%	28%	25%	22%	21%	19%	17%
28,000	44%	46%	30%	28%	26%	24%	22%	19%	15%	14%	12%	11%	9%	8%	6%
30,000	44%	46%	24%	21%	19%	15%	13%	11%	9%	8%	6%	5%	4%	3%	3%
32,000	44%	46%	19%	15%	13%	11%	9%	7%	5%	4%	4%	4%	2%	2%	1%
34,000	44%	46%	14%	12%	10%	7%	5%	4%	4%	3%	2%	2%	1%	1%	1%
36,000	44%	46%	12%	8%	6%	5%	4%	4%	3%	2%	2%	1%	1%	0%	0%
F	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
0.75*FMSY	44%	46%	49%	54%	58%	61%	66%	71%	74%	76%	78%	81%	83%	84%	85%
0.80*FMSY	44%	46%	49%	52%	56%	58%	62%	65%	67%	71%	74%	74%	75%	76%	78%
0.85*FMSY	44%	46%	49%	51%	54%	56%	58%	60%	62%	63%	65%	67%	69%	70%	71%
0.90*FMSY	44%	46%	49%	50%	53%	54%	55%	56%	57%	58%	59%	60%	60%	61%	62%
0.95*FMSY	44%	46%	49%	49%	50%	51%	52%	54%	54%	55%	55%	55%	55%	55%	55%
1.00*FMSY	44%	46%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%

Table 23. Kobe II strategy matrices for each BSP model run.

(a) Run 1

Probability $F < F_{MSY}$

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
14000	0.724	0.744	0.762	0.770	0.770	0.776	0.780	0.786	0.794	0.794	0.794	0.800	0.800	0.802	0.806
16000	0.606	0.614	0.642	0.648	0.656	0.666	0.680	0.704	0.714	0.714	0.726	0.736	0.736	0.738	0.744
18000	0.534	0.536	0.552	0.556	0.564	0.578	0.584	0.588	0.590	0.602	0.606	0.614	0.618	0.626	0.626
20000	0.444	0.456	0.472	0.478	0.484	0.502	0.502	0.502	0.506	0.514	0.522	0.524	0.524	0.524	0.542
22000	0.358	0.376	0.376	0.378	0.386	0.394	0.394	0.404	0.404	0.422	0.422	0.422	0.422	0.424	0.424
24000	0.286	0.290	0.304	0.318	0.326	0.326	0.326	0.330	0.326	0.326	0.326	0.330	0.330	0.332	0.338
26000	0.226	0.222	0.222	0.222	0.222	0.220	0.220	0.220	0.226	0.230	0.226	0.226	0.226	0.226	0.226
28000	0.192	0.182	0.178	0.178	0.170	0.160	0.160	0.158	0.156	0.150	0.142	0.142	0.136	0.132	0.130
30000	0.150	0.136	0.130	0.116	0.110	0.100	0.100	0.090	0.084	0.084	0.074	0.072	0.068	0.068	0.066
32000	0.114	0.098	0.082	0.076	0.074	0.068	0.064	0.062	0.060	0.056	0.054	0.050	0.050	0.050	0.050
34000	0.108	0.098	0.088	0.080	0.074	0.068	0.064	0.060	0.054	0.046	0.046	0.044	0.042	0.040	0.040

Probability $B > B_{MSY}$

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
0.75 Fmsy	0.308	0.338	0.408	0.448	0.508	0.520	0.548	0.578	0.598	0.634	0.648	0.678	0.694	0.710	0.742
0.8 Fmsy	0.298	0.328	0.370	0.422	0.456	0.508	0.522	0.548	0.562	0.584	0.628	0.634	0.652	0.680	0.692
0.85 Fmsy	0.298	0.314	0.332	0.384	0.422	0.448	0.498	0.512	0.532	0.558	0.564	0.580	0.620	0.634	0.646
0.9 Fmsy	0.292	0.300	0.318	0.332	0.366	0.404	0.438	0.448	0.484	0.512	0.512	0.536	0.558	0.564	0.578
0.95 Fmsy	0.290	0.292	0.298	0.308	0.318	0.330	0.340	0.362	0.402	0.422	0.440	0.448	0.468	0.490	0.508
1.0 Fmsy	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286	0.286
14000	0.312	0.378	0.406	0.462	0.474	0.512	0.540	0.558	0.586	0.594	0.602	0.624	0.638	0.654	0.668
16000	0.296	0.356	0.394	0.416	0.466	0.470	0.500	0.520	0.538	0.538	0.578	0.582	0.588	0.594	0.600
18000	0.290	0.322	0.362	0.384	0.408	0.426	0.458	0.458	0.478	0.502	0.508	0.522	0.530	0.534	0.568
20000	0.286	0.308	0.346	0.358	0.364	0.384	0.394	0.406	0.416	0.440	0.444	0.448	0.468	0.468	0.478
22000	0.280	0.288	0.306	0.310	0.350	0.352	0.354	0.358	0.368	0.382	0.382	0.384	0.390	0.390	0.390
24000	0.280	0.280	0.278	0.288	0.292	0.298	0.298	0.320	0.320	0.330	0.340	0.338	0.336	0.340	0.340
26000	0.268	0.268	0.264	0.258	0.258	0.256	0.256	0.254	0.248	0.242	0.240	0.248	0.252	0.252	0.252
28000	0.268	0.256	0.244	0.240	0.236	0.232	0.218	0.218	0.218	0.210	0.202	0.202	0.198	0.190	0.188
30000	0.256	0.244	0.230	0.224	0.212	0.202	0.192	0.170	0.158	0.152	0.138	0.126	0.120	0.116	0.112
32000	0.252	0.236	0.220	0.206	0.170	0.156	0.140	0.130	0.118	0.114	0.096	0.090	0.088	0.080	0.076
34000	0.272	0.246	0.204	0.184	0.154	0.130	0.112	0.108	0.102	0.092	0.090	0.080	0.080	0.074	0.070

Probability of being green

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
0.75 Fmsy	0.308	0.338	0.408	0.448	0.508	0.520	0.548	0.578	0.598	0.634	0.648	0.678	0.694	0.710	0.742
0.8 Fmsy	0.298	0.328	0.370	0.422	0.456	0.508	0.522	0.548	0.562	0.584	0.628	0.634	0.652	0.680	0.692
0.85 Fmsy	0.298	0.314	0.332	0.384	0.422	0.448	0.498	0.512	0.532	0.558	0.564	0.580	0.620	0.634	0.646
0.9 Fmsy	0.292	0.300	0.318	0.332	0.366	0.404	0.438	0.448	0.484	0.512	0.512	0.536	0.558	0.564	0.578
0.95 Fmsy	0.290	0.292	0.298	0.308	0.318	0.330	0.340	0.362	0.402	0.422	0.440	0.448	0.468	0.490	0.508
1.0 Fmsy	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
14000	0.310	0.376	0.404	0.460	0.472	0.510	0.538	0.556	0.584	0.592	0.600	0.622	0.636	0.654	0.668
16000	0.294	0.354	0.392	0.414	0.464	0.468	0.498	0.520	0.538	0.538	0.578	0.582	0.588	0.594	0.600
18000	0.284	0.316	0.356	0.380	0.404	0.424	0.456	0.456	0.476	0.500	0.506	0.520	0.528	0.532	0.566
20000	0.280	0.304	0.342	0.354	0.362	0.382	0.392	0.404	0.414	0.438	0.444	0.448	0.468	0.468	0.478
22000	0.272	0.280	0.298	0.304	0.344	0.346	0.350	0.354	0.364	0.378	0.378	0.380	0.386	0.386	0.386
24000	0.262	0.262	0.260	0.270	0.274	0.280	0.280	0.302	0.302	0.312	0.322	0.322	0.322	0.326	0.326
26000	0.226	0.222	0.222	0.222	0.222	0.220	0.220	0.220	0.218	0.218	0.214	0.222	0.226	0.226	0.226
28000	0.192	0.182	0.178	0.178	0.170	0.160	0.160	0.158	0.156	0.150	0.142	0.142	0.136	0.132	0.130
30000	0.150	0.136	0.130	0.116	0.110	0.100	0.100	0.090	0.084	0.084	0.074	0.072	0.068	0.068	0.066
32000	0.114	0.098	0.082	0.076	0.074	0.068	0.064	0.062	0.060	0.056	0.054	0.050	0.050	0.050	0.050
34000	0.108	0.098	0.088	0.080	0.074	0.068	0.064	0.060	0.054	0.046	0.046	0.044	0.042	0.040	0.040

(b) Run 2

Probability $F < F_{MSY}$

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
14000	0.884	0.890	0.890	0.896	0.898	0.898	0.902	0.906	0.906	0.906	0.906	0.908	0.896	0.902	0.902
16000	0.818	0.828	0.828	0.838	0.844	0.844	0.846	0.848	0.848	0.846	0.846	0.846	0.848	0.848	0.848
18000	0.752	0.762	0.786	0.786	0.786	0.786	0.790	0.790	0.794	0.794	0.794	0.800	0.800	0.804	0.804
20000	0.608	0.628	0.628	0.638	0.640	0.662	0.666	0.680	0.686	0.686	0.686	0.686	0.696	0.696	0.710
22000	0.528	0.532	0.536	0.536	0.536	0.540	0.540	0.544	0.544	0.544	0.544	0.544	0.548	0.548	0.548
24000	0.424	0.418	0.416	0.420	0.414	0.414	0.414	0.414	0.414	0.412	0.418	0.428	0.428	0.428	0.428
26000	0.370	0.370	0.362	0.360	0.356	0.352	0.352	0.350	0.350	0.350	0.350	0.348	0.348	0.348	0.348
28000	0.322	0.320	0.314	0.314	0.312	0.298	0.296	0.296	0.296	0.294	0.276	0.262	0.260	0.254	0.254
30000	0.296	0.296	0.282	0.262	0.244	0.242	0.238	0.218	0.210	0.186	0.178	0.172	0.166	0.152	0.144
32000	0.260	0.242	0.234	0.210	0.178	0.168	0.150	0.136	0.128	0.124	0.118	0.110	0.108	0.100	0.094
34000	0.212	0.176	0.166	0.154	0.130	0.122	0.110	0.102	0.084	0.082	0.072	0.064	0.062	0.056	0.052

Probability $B > B_{MSY}$

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
0.75 Fmsy	0.612	0.664	0.722	0.762	0.802	0.818	0.846	0.852	0.862	0.900	0.902	0.932	0.938	0.938	0.944
0.8 Fmsy	0.602	0.660	0.700	0.730	0.762	0.802	0.818	0.846	0.848	0.852	0.894	0.900	0.902	0.932	0.938
0.85 Fmsy	0.596	0.626	0.664	0.712	0.730	0.762	0.786	0.818	0.830	0.846	0.846	0.852	0.876	0.894	0.900
0.9 Fmsy	0.564	0.602	0.628	0.660	0.688	0.716	0.742	0.762	0.774	0.800	0.828	0.836	0.846	0.846	0.850
0.95 Fmsy	0.560	0.564	0.598	0.604	0.622	0.646	0.688	0.698	0.702	0.720	0.734	0.760	0.774	0.774	0.804
1.0 Fmsy	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530
14000	0.610	0.664	0.720	0.780	0.812	0.822	0.846	0.846	0.856	0.870	0.870	0.870	0.884	0.886	0.888
16000	0.598	0.636	0.652	0.716	0.752	0.780	0.806	0.810	0.832	0.832	0.832	0.836	0.842	0.848	0.848
18000	0.598	0.614	0.632	0.644	0.656	0.698	0.736	0.762	0.772	0.784	0.808	0.808	0.814	0.814	0.802
20000	0.580	0.596	0.610	0.630	0.634	0.626	0.636	0.636	0.650	0.640	0.628	0.636	0.650	0.654	0.670
22000	0.568	0.570	0.570	0.574	0.572	0.584	0.578	0.572	0.560	0.560	0.564	0.564	0.564	0.550	0.550
24000	0.548	0.548	0.536	0.524	0.514	0.514	0.480	0.474	0.474	0.474	0.454	0.454	0.458	0.454	0.448
26000	0.528	0.502	0.482	0.468	0.468	0.428	0.428	0.426	0.412	0.404	0.408	0.404	0.400	0.400	0.400

28000	0.520	0.482	0.458	0.444	0.428	0.398	0.386	0.372	0.366	0.342	0.332	0.326	0.326	0.320	0.312
30000	0.488	0.462	0.428	0.420	0.374	0.360	0.322	0.304	0.286	0.274	0.264	0.258	0.246	0.230	0.220
32000	0.488	0.442	0.402	0.386	0.330	0.306	0.280	0.254	0.236	0.204	0.192	0.178	0.166	0.160	0.144
34000	0.476	0.432	0.406	0.370	0.306	0.254	0.222	0.186	0.176	0.168	0.152	0.148	0.134	0.112	0.108

Probability of being green

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
14000	0.598	0.652	0.708	0.768	0.800	0.810	0.834	0.834	0.844	0.858	0.858	0.858	0.860	0.862	0.864
16000	0.574	0.612	0.628	0.692	0.728	0.756	0.782	0.786	0.810	0.806	0.806	0.810	0.816	0.822	0.822
18000	0.554	0.570	0.588	0.600	0.612	0.654	0.694	0.720	0.730	0.742	0.766	0.776	0.790	0.790	0.790
20000	0.520	0.536	0.550	0.570	0.576	0.576	0.586	0.586	0.600	0.600	0.600	0.614	0.628	0.632	0.648
22000	0.484	0.496	0.496	0.510	0.510	0.528	0.532	0.534	0.534	0.534	0.538	0.538	0.536	0.536	0.536
24000	0.408	0.412	0.410	0.416	0.410	0.410	0.410	0.410	0.410	0.408	0.408	0.408	0.412	0.412	0.412
26000	0.370	0.370	0.362	0.360	0.356	0.352	0.346	0.344	0.344	0.344	0.350	0.348	0.348	0.348	0.348
28000	0.322	0.320	0.314	0.314	0.312	0.298	0.296	0.296	0.296	0.294	0.276	0.262	0.260	0.254	0.254
30000	0.296	0.296	0.282	0.262	0.244	0.242	0.238	0.218	0.210	0.186	0.178	0.172	0.166	0.152	0.144
32000	0.260	0.242	0.234	0.210	0.178	0.168	0.150	0.136	0.128	0.124	0.118	0.110	0.108	0.100	0.094
34000	0.212	0.176	0.166	0.154	0.130	0.122	0.110	0.102	0.084	0.082	0.072	0.064	0.062	0.056	0.052

(c) Run 3

Probability $F < F_{MSY}$

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
14000	0.876	0.882	0.888	0.892	0.894	0.894	0.898	0.898	0.898	0.898	0.898	0.904	0.904	0.904	0.906
16000	0.826	0.832	0.838	0.838	0.838	0.850	0.866	0.870	0.872	0.872	0.876	0.878	0.878	0.878	0.882
18000	0.796	0.800	0.804	0.806	0.806	0.808	0.810	0.810	0.810	0.810	0.812	0.816	0.816	0.816	0.816
20000	0.748	0.750	0.754	0.756	0.762	0.774	0.774	0.774	0.776	0.776	0.782	0.788	0.788	0.788	0.792
22000	0.712	0.714	0.714	0.714	0.718	0.720	0.722	0.724	0.724	0.726	0.726	0.726	0.726	0.728	0.732
24000	0.676	0.678	0.684	0.688	0.688	0.688	0.688	0.688	0.684	0.684	0.684	0.684	0.684	0.684	0.686
26000	0.632	0.632	0.630	0.632	0.632	0.632	0.632	0.630	0.628	0.632	0.630	0.630	0.630	0.630	0.630
28000	0.590	0.588	0.586	0.586	0.582	0.580	0.578	0.576	0.574	0.572	0.556	0.552	0.552	0.550	0.548

30000	0.570	0.552	0.548	0.538	0.532	0.524	0.524	0.520	0.514	0.508	0.498	0.488	0.488	0.482	0.476
32000	0.530	0.522	0.518	0.500	0.492	0.476	0.472	0.468	0.458	0.450	0.448	0.434	0.432	0.432	0.424
34000	0.522	0.508	0.502	0.488	0.474	0.462	0.448	0.440	0.428	0.418	0.410	0.408	0.406	0.398	0.390

Probability B>B_{MSY}

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
0.75 Fmsy	0.718	0.738	0.758	0.770	0.794	0.798	0.818	0.830	0.838	0.844	0.846	0.852	0.860	0.866	0.880
0.8 Fmsy	0.708	0.732	0.754	0.762	0.772	0.790	0.798	0.814	0.824	0.832	0.840	0.844	0.848	0.854	0.860
0.85 Fmsy	0.708	0.724	0.736	0.754	0.762	0.772	0.786	0.794	0.806	0.814	0.818	0.830	0.840	0.844	0.844
0.9 Fmsy	0.706	0.712	0.724	0.736	0.752	0.756	0.766	0.772	0.778	0.790	0.794	0.802	0.814	0.814	0.828
0.95 Fmsy	0.704	0.706	0.708	0.718	0.724	0.730	0.742	0.750	0.756	0.764	0.770	0.772	0.776	0.778	0.784
1.0 Fmsy	0.700	0.700	0.700	0.700	0.700	0.700	0.700	0.700	0.700	0.700	0.700	0.700	0.700	0.700	0.700
14000	0.698	0.724	0.734	0.754	0.768	0.782	0.798	0.802	0.812	0.814	0.814	0.816	0.828	0.834	0.842
16000	0.692	0.722	0.730	0.738	0.754	0.760	0.776	0.786	0.794	0.794	0.800	0.808	0.812	0.812	0.812
18000	0.688	0.710	0.722	0.728	0.736	0.742	0.752	0.752	0.764	0.774	0.774	0.788	0.790	0.794	0.800
20000	0.678	0.696	0.716	0.720	0.718	0.724	0.726	0.734	0.736	0.740	0.742	0.744	0.754	0.754	0.764
22000	0.676	0.686	0.698	0.698	0.714	0.714	0.712	0.710	0.716	0.718	0.718	0.720	0.722	0.722	0.722
24000	0.674	0.676	0.674	0.680	0.680	0.686	0.686	0.692	0.694	0.698	0.702	0.702	0.702	0.706	0.704
26000	0.672	0.672	0.664	0.662	0.660	0.660	0.660	0.658	0.652	0.654	0.650	0.650	0.652	0.652	0.646
28000	0.672	0.658	0.650	0.648	0.640	0.640	0.630	0.628	0.624	0.612	0.606	0.600	0.596	0.590	0.590
30000	0.662	0.650	0.640	0.630	0.626	0.612	0.598	0.586	0.568	0.558	0.550	0.548	0.540	0.540	0.534
32000	0.658	0.644	0.630	0.618	0.592	0.574	0.554	0.550	0.534	0.516	0.508	0.502	0.492	0.478	0.474
34000	0.686	0.672	0.658	0.622	0.594	0.578	0.548	0.532	0.524	0.504	0.486	0.478	0.472	0.458	0.452

Probability of being green

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
0.75 Fmsy	0.718	0.738	0.758	0.770	0.794	0.798	0.818	0.830	0.838	0.844	0.846	0.852	0.860	0.866	0.880
0.8 Fmsy	0.708	0.732	0.754	0.762	0.772	0.790	0.798	0.814	0.824	0.832	0.840	0.844	0.848	0.854	0.860
0.85 Fmsy	0.708	0.724	0.736	0.754	0.762	0.772	0.786	0.794	0.806	0.814	0.818	0.830	0.840	0.844	0.844
0.9 Fmsy	0.706	0.712	0.724	0.736	0.752	0.756	0.766	0.772	0.778	0.790	0.794	0.802	0.814	0.814	0.828
0.95 Fmsy	0.704	0.706	0.708	0.718	0.724	0.730	0.742	0.750	0.756	0.764	0.770	0.772	0.776	0.778	0.784
1.0 Fmsy	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
14000	0.696	0.722	0.732	0.752	0.766	0.780	0.796	0.800	0.810	0.812	0.812	0.814	0.826	0.834	0.842
16000	0.690	0.720	0.728	0.736	0.752	0.758	0.774	0.786	0.794	0.794	0.800	0.808	0.812	0.812	0.812
18000	0.684	0.706	0.718	0.724	0.732	0.740	0.750	0.750	0.762	0.772	0.772	0.786	0.788	0.792	0.798
20000	0.670	0.688	0.708	0.712	0.712	0.718	0.720	0.728	0.730	0.734	0.738	0.740	0.750	0.750	0.760
22000	0.664	0.674	0.686	0.688	0.704	0.704	0.704	0.704	0.710	0.712	0.712	0.714	0.716	0.716	0.716
24000	0.656	0.656	0.656	0.662	0.662	0.668	0.668	0.674	0.672	0.676	0.680	0.680	0.680	0.684	0.684
26000	0.632	0.632	0.630	0.630	0.630	0.630	0.630	0.628	0.624	0.626	0.624	0.626	0.630	0.630	0.630
28000	0.590	0.588	0.586	0.586	0.582	0.580	0.578	0.576	0.574	0.572	0.556	0.552	0.552	0.550	0.548
30000	0.570	0.552	0.548	0.538	0.532	0.524	0.524	0.520	0.514	0.508	0.498	0.488	0.488	0.482	0.476
32000	0.530	0.522	0.518	0.500	0.492	0.476	0.472	0.468	0.458	0.450	0.448	0.434	0.432	0.432	0.424
34000	0.522	0.508	0.502	0.488	0.474	0.462	0.448	0.440	0.428	0.418	0.410	0.408	0.406	0.398	0.390

(d) Run 4

Probability $F < F_{MSY}$

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
14000	0.950	0.950	0.952	0.952	0.952	0.954	0.954	0.954	0.954	0.954	0.954	0.954	0.954	0.954	0.954
16000	0.932	0.936	0.938	0.940	0.940	0.942	0.942	0.944	0.944	0.944	0.944	0.944	0.944	0.944	0.944
18000	0.926	0.926	0.928	0.926	0.926	0.926	0.924	0.924	0.924	0.924	0.924	0.924	0.922	0.922	0.922
20000	0.894	0.896	0.896	0.896	0.896	0.898	0.898	0.898	0.898	0.900	0.900	0.900	0.902	0.902	0.902
22000	0.870	0.870	0.870	0.874	0.874	0.878	0.870	0.870	0.872	0.872	0.872	0.872	0.872	0.874	0.874
24000	0.826	0.826	0.830	0.826	0.826	0.826	0.826	0.822	0.822	0.822	0.822	0.816	0.818	0.818	0.814
26000	0.800	0.794	0.792	0.788	0.788	0.786	0.786	0.786	0.786	0.782	0.784	0.778	0.772	0.772	0.772
28000	0.766	0.766	0.764	0.760	0.752	0.750	0.750	0.746	0.746	0.746	0.746	0.736	0.736	0.730	0.730

30000	0.750	0.746	0.744	0.740	0.730	0.726	0.720	0.714	0.704	0.698	0.696	0.688	0.684	0.680	0.674
32000	0.732	0.728	0.720	0.706	0.696	0.686	0.676	0.664	0.642	0.626	0.612	0.598	0.590	0.576	0.568
34000	0.638	0.628	0.612	0.594	0.574	0.556	0.530	0.516	0.498	0.486	0.480	0.474	0.470	0.462	0.458

Probability B>B_{MSY}

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
0.75 Fmsy	0.818	0.840	0.862	0.878	0.890	0.892	0.900	0.910	0.922	0.938	0.948	0.948	0.950	0.950	0.956
0.8 Fmsy	0.814	0.838	0.854	0.864	0.878	0.890	0.892	0.900	0.902	0.922	0.922	0.936	0.948	0.948	0.948
0.85 Fmsy	0.812	0.828	0.842	0.854	0.862	0.876	0.878	0.890	0.894	0.898	0.902	0.920	0.920	0.934	0.940
0.9 Fmsy	0.808	0.814	0.832	0.842	0.854	0.860	0.864	0.876	0.880	0.890	0.894	0.896	0.902	0.906	0.914
0.95 Fmsy	0.798	0.810	0.818	0.826	0.832	0.836	0.842	0.852	0.854	0.862	0.862	0.868	0.878	0.884	0.886
1.0 Fmsy	0.792	0.792	0.792	0.792	0.792	0.792	0.792	0.792	0.792	0.792	0.792	0.796	0.796	0.794	0.796
14000	0.894	0.902	0.916	0.922	0.930	0.934	0.936	0.938	0.938	0.938	0.940	0.948	0.948	0.948	0.948
16000	0.892	0.902	0.910	0.916	0.922	0.926	0.930	0.932	0.932	0.930	0.934	0.934	0.934	0.934	0.936
18000	0.888	0.900	0.902	0.910	0.914	0.916	0.914	0.914	0.922	0.922	0.922	0.928	0.928	0.930	0.930
20000	0.878	0.884	0.894	0.894	0.892	0.894	0.904	0.904	0.904	0.904	0.906	0.908	0.908	0.908	0.908
22000	0.878	0.880	0.884	0.882	0.884	0.888	0.890	0.890	0.890	0.890	0.892	0.896	0.896	0.896	0.896
24000	0.876	0.870	0.870	0.868	0.868	0.868	0.868	0.868	0.868	0.868	0.864	0.864	0.864	0.860	0.854
26000	0.870	0.870	0.866	0.862	0.862	0.862	0.854	0.850	0.844	0.832	0.832	0.822	0.820	0.812	0.804
28000	0.870	0.870	0.854	0.844	0.836	0.828	0.822	0.814	0.804	0.800	0.784	0.766	0.758	0.756	0.752
30000	0.870	0.858	0.834	0.828	0.820	0.804	0.790	0.784	0.762	0.754	0.736	0.732	0.724	0.718	0.710
32000	0.864	0.840	0.832	0.818	0.800	0.778	0.758	0.734	0.714	0.704	0.694	0.684	0.658	0.646	0.642
34000	0.802	0.770	0.752	0.718	0.704	0.670	0.640	0.626	0.596	0.590	0.550	0.536	0.518	0.514	0.506

Probability of being green

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
0.75 Fmsy	0.818	0.840	0.862	0.878	0.890	0.892	0.900	0.910	0.922	0.938	0.948	0.948	0.950	0.950	0.956
0.8 Fmsy	0.814	0.838	0.854	0.864	0.878	0.890	0.892	0.900	0.902	0.922	0.922	0.936	0.948	0.948	0.948
0.85 Fmsy	0.812	0.828	0.842	0.854	0.862	0.876	0.878	0.890	0.894	0.898	0.902	0.920	0.920	0.934	0.940
0.9 Fmsy	0.808	0.814	0.832	0.842	0.854	0.860	0.864	0.876	0.880	0.890	0.894	0.896	0.902	0.906	0.914

0.95 Fmsy	0.798	0.810	0.818	0.826	0.832	0.836	0.842	0.852	0.854	0.862	0.862	0.868	0.878	0.884	0.886
1.0 Fmsy	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
14000	0.890	0.898	0.912	0.918	0.926	0.930	0.932	0.934	0.934	0.934	0.936	0.944	0.944	0.944	0.944
16000	0.888	0.898	0.906	0.912	0.918	0.922	0.926	0.928	0.928	0.930	0.934	0.934	0.934	0.934	0.936
18000	0.884	0.896	0.898	0.904	0.908	0.910	0.908	0.908	0.916	0.916	0.916	0.922	0.920	0.922	0.922
20000	0.862	0.868	0.878	0.878	0.880	0.882	0.892	0.892	0.892	0.892	0.894	0.896	0.896	0.896	0.896
22000	0.856	0.858	0.862	0.864	0.866	0.870	0.864	0.864	0.864	0.864	0.866	0.870	0.870	0.870	0.870
24000	0.824	0.824	0.824	0.822	0.822	0.826	0.826	0.822	0.822	0.822	0.822	0.816	0.816	0.816	0.812
26000	0.800	0.794	0.792	0.788	0.788	0.786	0.786	0.786	0.786	0.782	0.782	0.776	0.770	0.772	0.772
28000	0.766	0.766	0.764	0.760	0.752	0.750	0.750	0.746	0.746	0.746	0.746	0.736	0.736	0.730	0.730
30000	0.750	0.746	0.744	0.740	0.730	0.726	0.720	0.714	0.704	0.698	0.696	0.688	0.684	0.680	0.674
32000	0.732	0.728	0.720	0.706	0.696	0.686	0.676	0.664	0.642	0.626	0.612	0.598	0.590	0.576	0.568
34000	0.638	0.628	0.612	0.594	0.574	0.556	0.530	0.516	0.498	0.486	0.480	0.474	0.470	0.462	0.458

Table 24. Kobe II matrices for the 8 scenarios combined in the South Atlantic

(a) Probability $F < F_{MSY}$

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
14000	0.909	0.914	0.919	0.922	0.923	0.924	0.926	0.928	0.929	0.929	0.930	0.932	0.931
16000	0.857	0.863	0.871	0.874	0.878	0.882	0.887	0.892	0.895	0.897	0.899	0.901	0.902
18000	0.799	0.808	0.819	0.825	0.830	0.834	0.838	0.841	0.843	0.846	0.848	0.851	0.852
20000	0.680	0.698	0.708	0.719	0.728	0.740	0.746	0.753	0.759	0.765	0.772	0.776	0.781
22000	0.590	0.603	0.610	0.618	0.626	0.634	0.637	0.644	0.648	0.654	0.656	0.659	0.662
24000	0.506	0.511	0.519	0.526	0.530	0.534	0.537	0.540	0.541	0.542	0.545	0.547	0.550
26000	0.414	0.413	0.414	0.414	0.415	0.415	0.417	0.418	0.419	0.419	0.420	0.419	0.418
28000	0.339	0.332	0.325	0.322	0.316	0.311	0.306	0.304	0.301	0.299	0.292	0.287	0.284
30000	0.286	0.272	0.261	0.247	0.236	0.227	0.221	0.213	0.207	0.200	0.193	0.188	0.185
32000	0.240	0.220	0.206	0.192	0.182	0.175	0.170	0.166	0.161	0.157	0.154	0.149	0.148
34000	0.201	0.182	0.171	0.165	0.157	0.151	0.144	0.140	0.133	0.129	0.126	0.124	0.123

(b) Probability $B > B_{MSY}$

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
0.75 Fmsy	0.470	0.539	0.598	0.637	0.678	0.700	0.728	0.753	0.778	0.809	0.824	0.841	0.851
0.8 Fmsy	0.465	0.526	0.576	0.610	0.641	0.675	0.693	0.717	0.735	0.755	0.782	0.796	0.810
0.85 Fmsy	0.464	0.510	0.547	0.584	0.609	0.634	0.658	0.676	0.696	0.712	0.723	0.738	0.757
0.9 Fmsy	0.459	0.490	0.522	0.548	0.570	0.592	0.610	0.625	0.642	0.658	0.671	0.681	0.694
0.95 Fmsy	0.457	0.475	0.493	0.513	0.526	0.542	0.557	0.568	0.581	0.591	0.600	0.609	0.618
1.0 Fmsy	0.451	0.459	0.464	0.471	0.475	0.480	0.482	0.487	0.490	0.493	0.496	0.499	0.500
14000	0.477	0.581	0.643	0.696	0.734	0.762	0.790	0.815	0.836	0.848	0.855	0.864	0.872
16000	0.472	0.562	0.615	0.660	0.700	0.724	0.750	0.767	0.788	0.802	0.822	0.833	0.840
18000	0.471	0.541	0.590	0.623	0.650	0.678	0.703	0.719	0.737	0.750	0.763	0.775	0.787
20000	0.465	0.519	0.564	0.592	0.610	0.627	0.644	0.658	0.671	0.680	0.688	0.696	0.709
22000	0.463	0.495	0.529	0.549	0.570	0.583	0.591	0.599	0.606	0.615	0.623	0.628	0.635
24000	0.460	0.475	0.488	0.501	0.511	0.522	0.524	0.534	0.538	0.542	0.544	0.548	0.551
26000	0.455	0.453	0.451	0.449	0.449	0.444	0.443	0.443	0.439	0.436	0.437	0.437	0.438
28000	0.454	0.432	0.412	0.398	0.384	0.372	0.361	0.352	0.347	0.337	0.327	0.321	0.316
30000	0.447	0.409	0.373	0.350	0.326	0.308	0.285	0.269	0.253	0.242	0.231	0.226	0.218
32000	0.445	0.386	0.342	0.307	0.265	0.239	0.221	0.209	0.201	0.193	0.187	0.182	0.176
34000	0.442	0.368	0.308	0.257	0.224	0.205	0.191	0.182	0.175	0.169	0.160	0.155	0.151

(c) Probability of green status ($B > B_{MSY}$ and $F < F_{MSY}$).

Harvest	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
0.75 Fmsy	0.469	0.538	0.597	0.637	0.677	0.699	0.728	0.753	0.778	0.809	0.824	0.841	0.851
0.8 Fmsy	0.465	0.525	0.575	0.610	0.641	0.675	0.693	0.717	0.735	0.755	0.782	0.796	0.810
0.85 Fmsy	0.464	0.509	0.547	0.583	0.609	0.634	0.658	0.676	0.696	0.712	0.723	0.738	0.757
0.9 Fmsy	0.458	0.489	0.522	0.547	0.570	0.592	0.610	0.625	0.642	0.658	0.671	0.681	0.694
0.95 Fmsy	0.456	0.474	0.492	0.513	0.526	0.541	0.557	0.568	0.581	0.591	0.600	0.609	0.618
1.0 Fmsy	0.160	0.169	0.174	0.181	0.186	0.190	0.193	0.197	0.201	0.203	0.207	0.209	0.211
14000	0.474	0.578	0.641	0.693	0.731	0.760	0.788	0.812	0.833	0.846	0.853	0.861	0.868
16000	0.468	0.557	0.610	0.656	0.695	0.720	0.746	0.763	0.785	0.798	0.819	0.829	0.837
18000	0.463	0.533	0.583	0.615	0.642	0.672	0.697	0.713	0.730	0.744	0.757	0.770	0.783
20000	0.454	0.508	0.553	0.581	0.601	0.618	0.635	0.650	0.663	0.673	0.682	0.692	0.704
22000	0.446	0.480	0.514	0.536	0.558	0.572	0.580	0.590	0.598	0.608	0.615	0.620	0.627
24000	0.428	0.445	0.459	0.475	0.484	0.496	0.503	0.513	0.517	0.521	0.526	0.529	0.532
26000	0.394	0.395	0.399	0.400	0.402	0.403	0.405	0.406	0.407	0.409	0.411	0.412	0.413
28000	0.336	0.329	0.324	0.321	0.315	0.309	0.305	0.302	0.300	0.298	0.291	0.285	0.283
30000	0.286	0.272	0.261	0.247	0.236	0.227	0.221	0.213	0.207	0.200	0.193	0.188	0.185
32000	0.240	0.220	0.206	0.192	0.182	0.175	0.170	0.166	0.161	0.157	0.154	0.149	0.148
34000	0.201	0.182	0.171	0.165	0.157	0.151	0.144	0.140	0.133	0.129	0.126	0.124	0.123

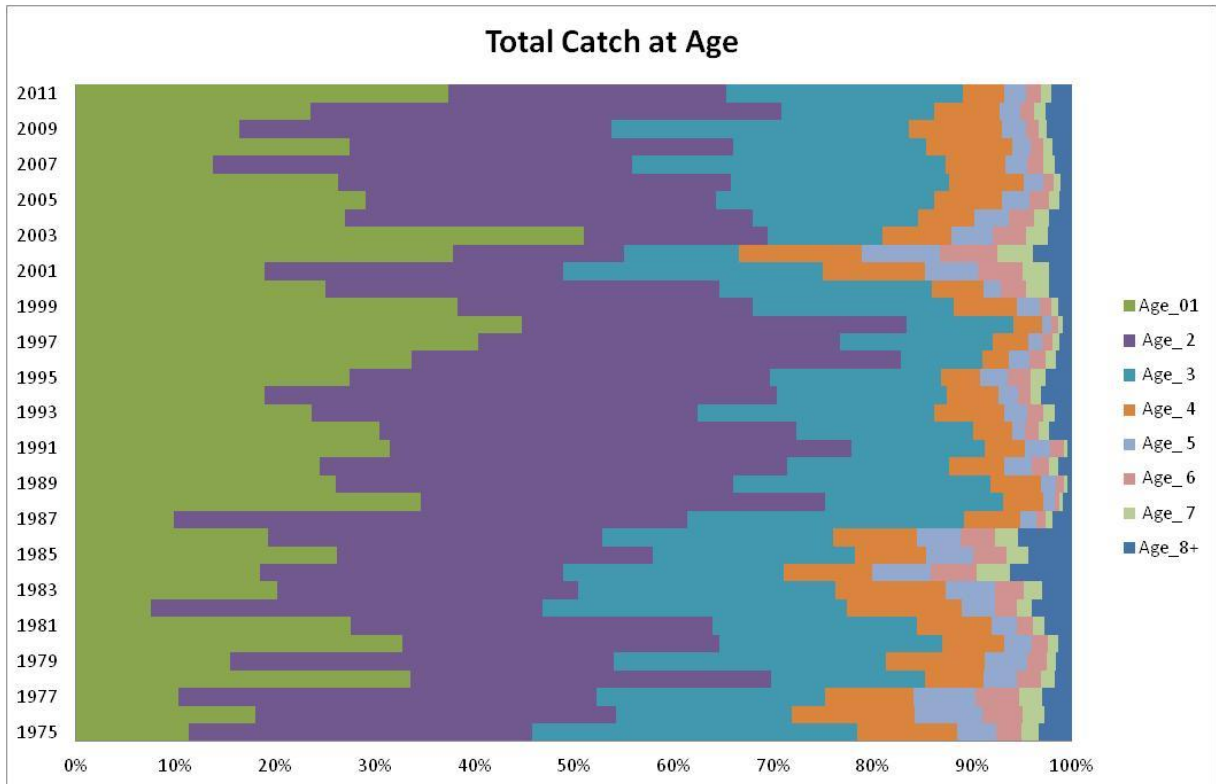


Figure 1. Total N-ALB catch-at-age (CAA).

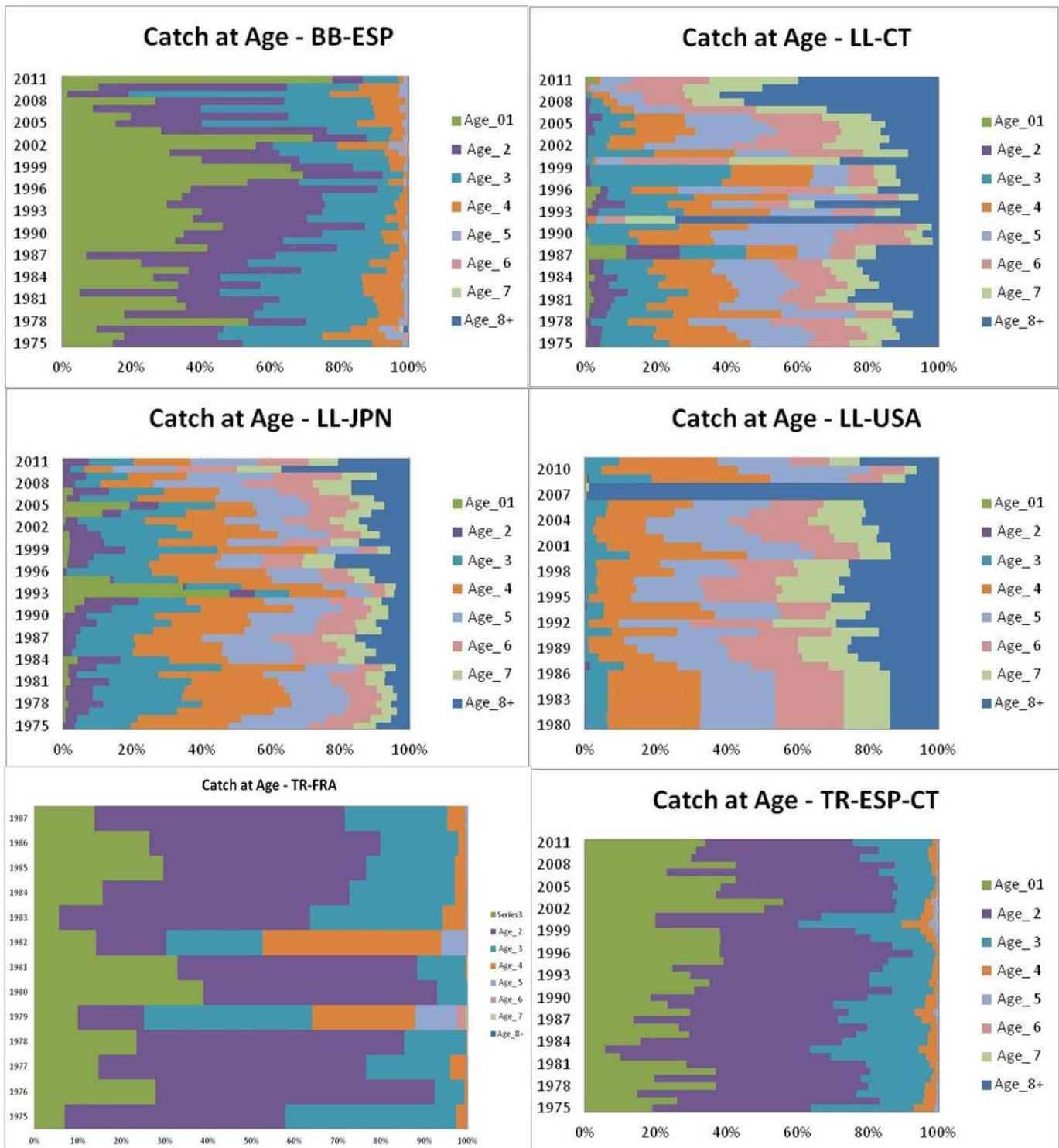


Figure 2. Partial catch-at-age by fleet.

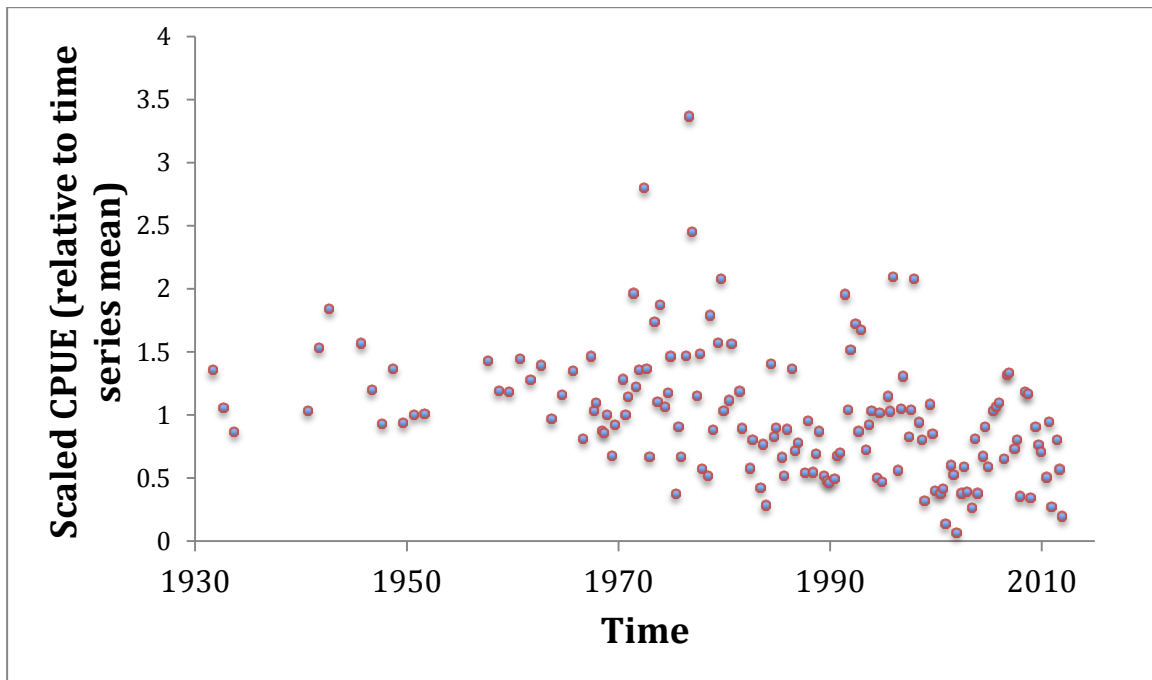


Figure 3. Composite troll CPUE on a quarterly time step constructed using the methodology applied in Anon (2009), but using a GLM to adjust for overlapping time periods.

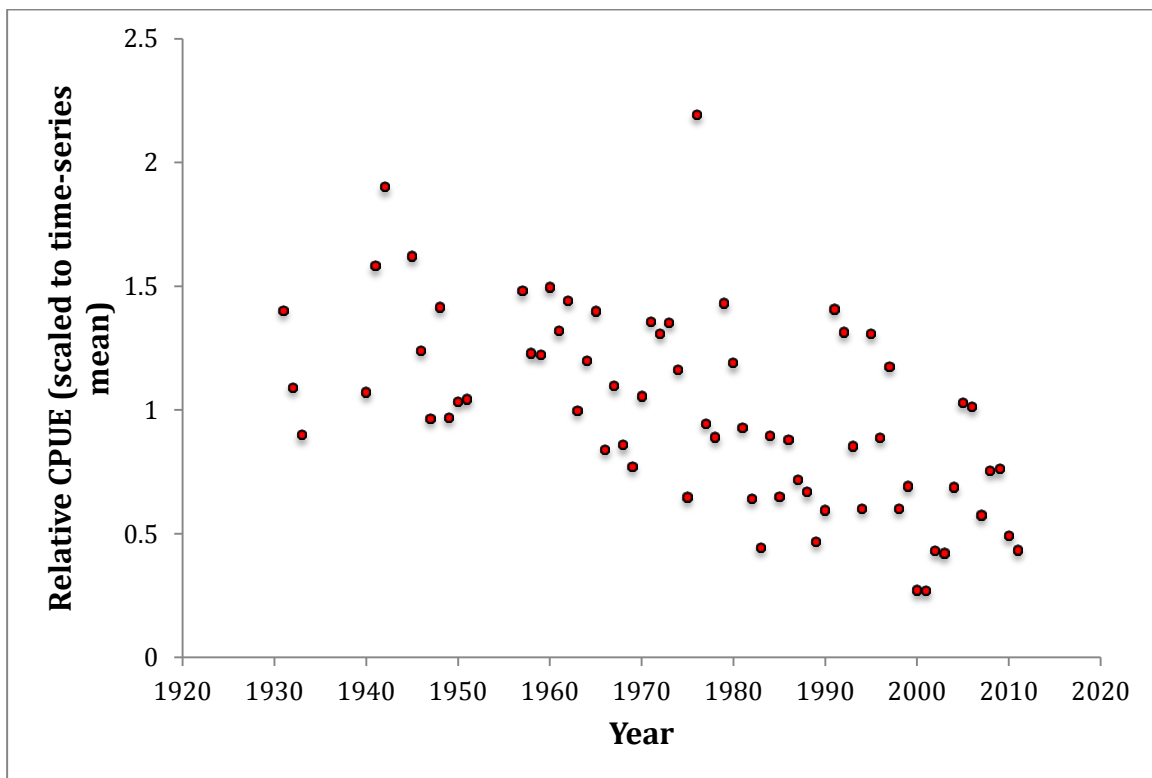


Figure 4. Composite troll CPUE on an annual time step constructed using the methodology applied in Anon (2009), but using a GLM to adjust for overlapping time-periods.

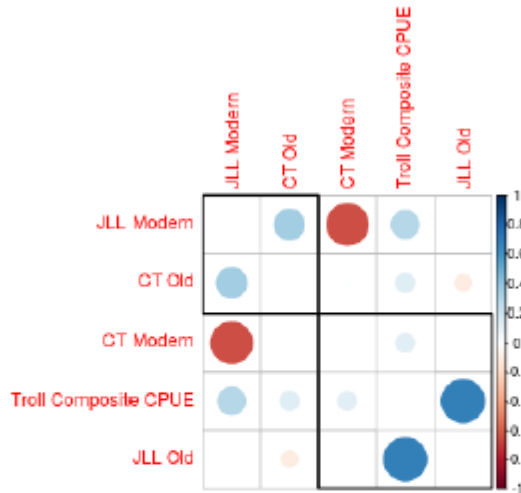


Figure 5. Correlation matrix for the northern stock indices. Blue indicates a positive correlation and red, a negative correlation. The order of the indices and the rectangular boxes are chosen based on a hierarchical cluster analysis using a set of dissimilarities for the indices being clustered.

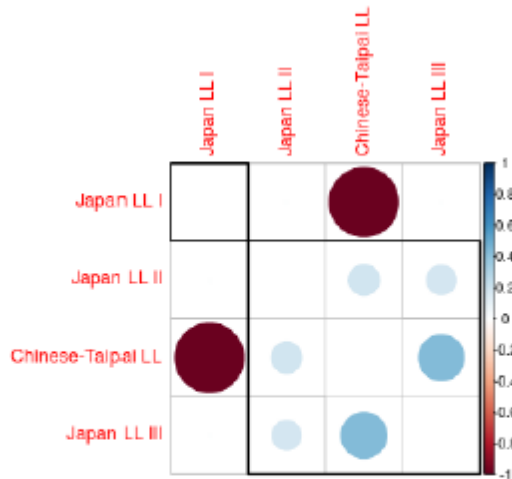


Figure 6. Correlation matrix for the southern stock indices. Blue indicates a positive correlation and red, a negative correlation. The order of the indices and the rectangular boxes are chosen based on a hierarchical cluster analysis using a set of dissimilarities for the indices being clustered.

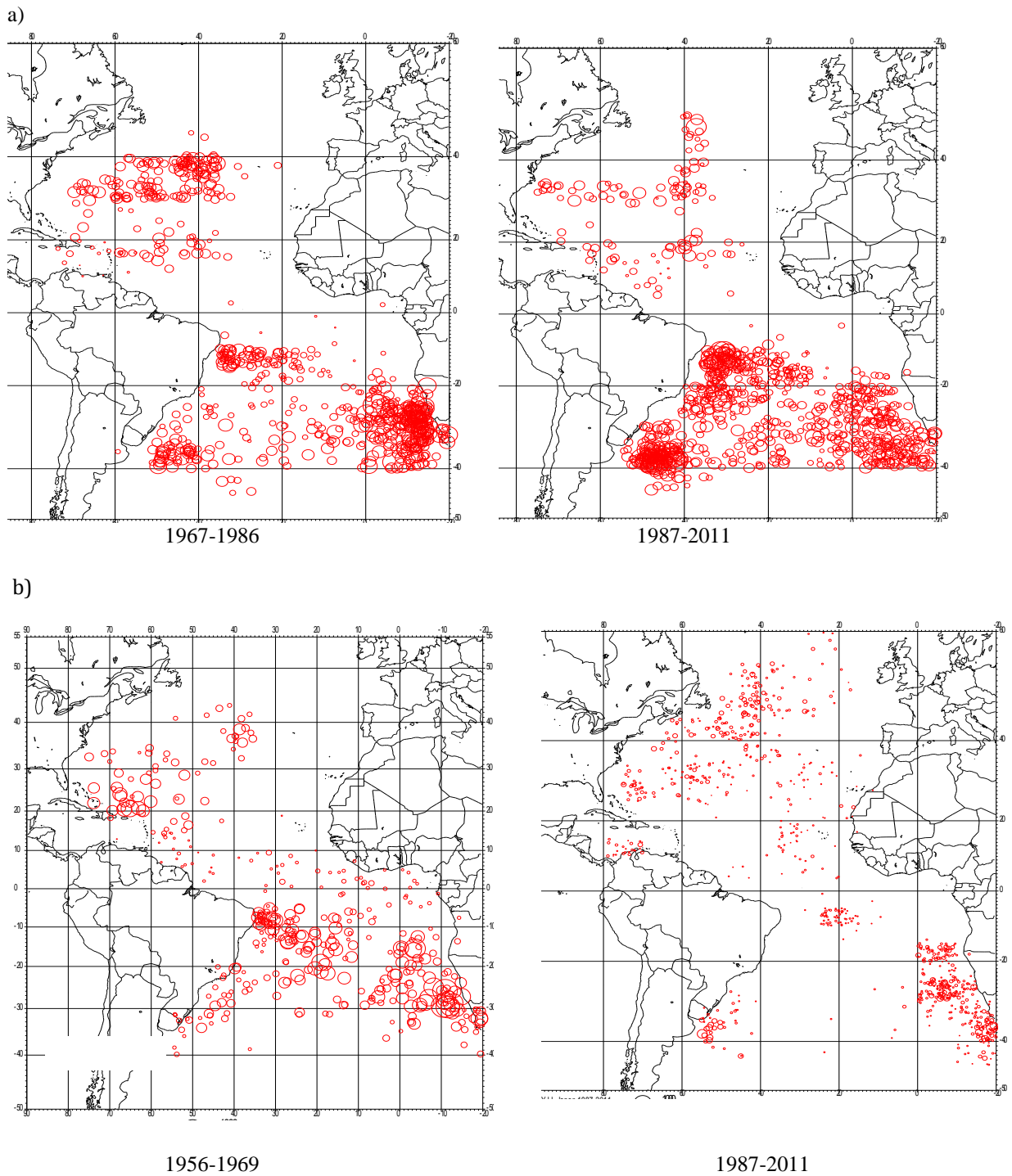


Figure 7. Map of the 3 best monthly catches of albacore (1) during the early period, and (2) during recent years showing the approximate main areas of major ALB catches of the (a) Chinese Taipei, and b) Japanese longline fleets in the North and South Atlantic (all the albacore monthly catches of each period are randomly plotted within each 5° square).

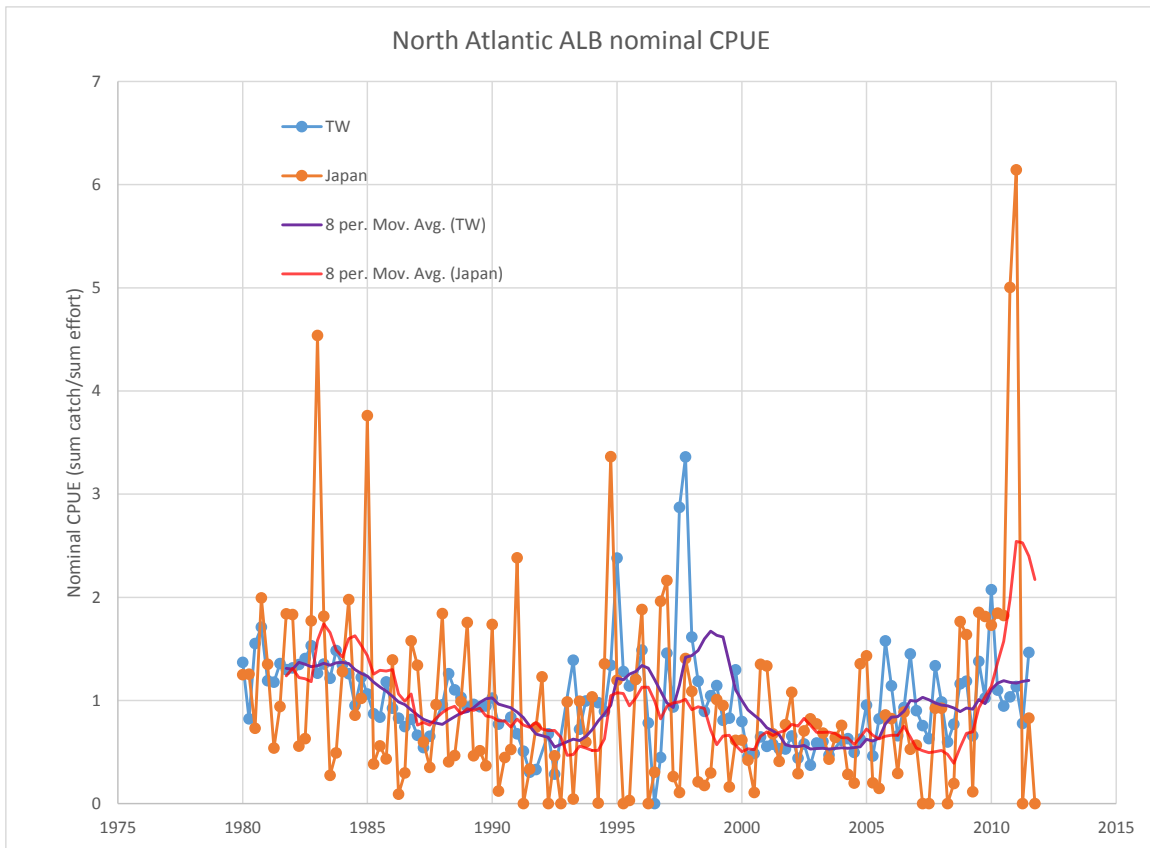
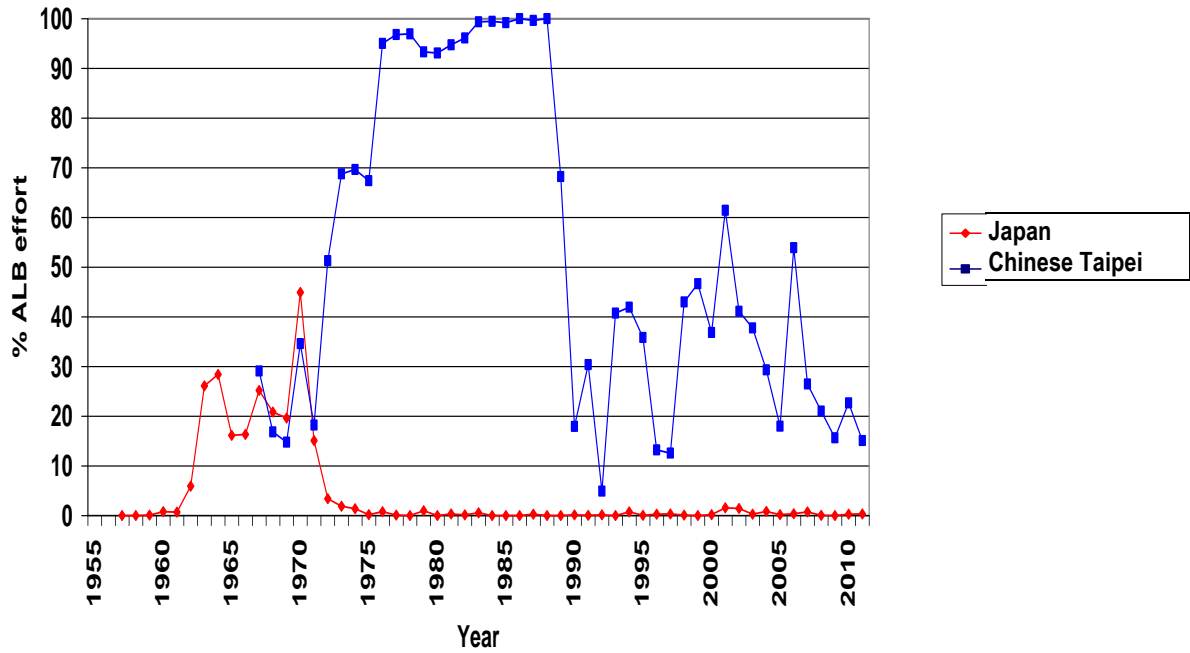


Figure 8. Nominal CPUE for Chinese Taipei and Japan between 20°N-40°N and west of 30°W.

N Atl ALB: % of effort with dominant ALB catches in weight



S Atl ALB: % of effort with dominant ALB catches in weight

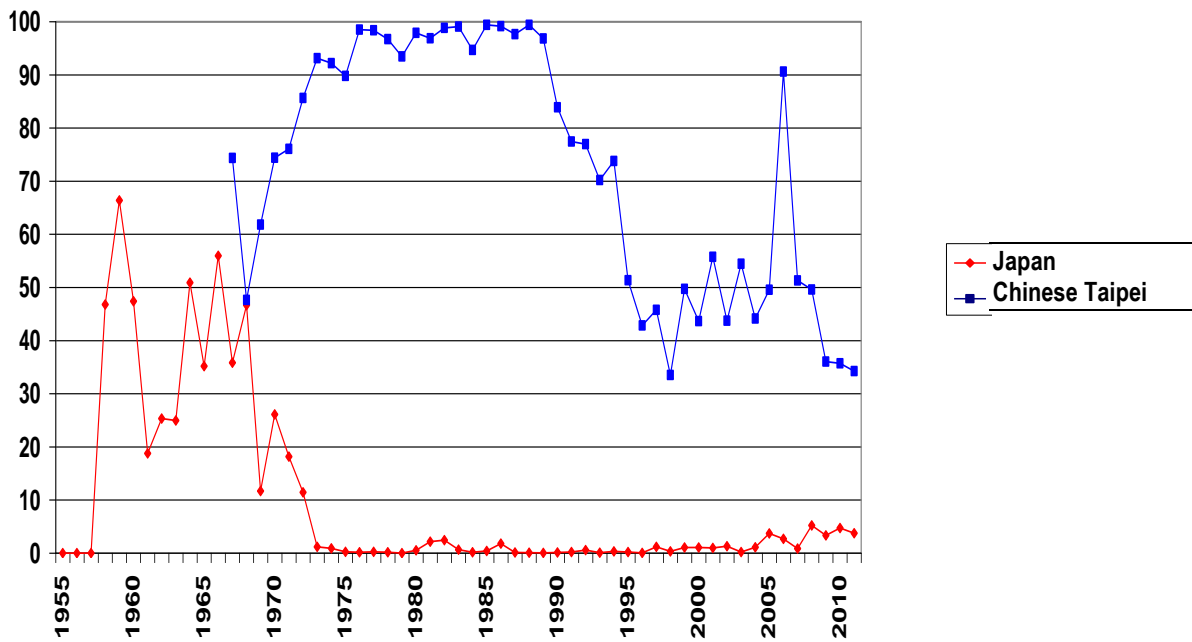


Figure 9. Percent of fishing effort with more than 50% ALB catch for the North (9a) and South (9b) Atlantic stocks.

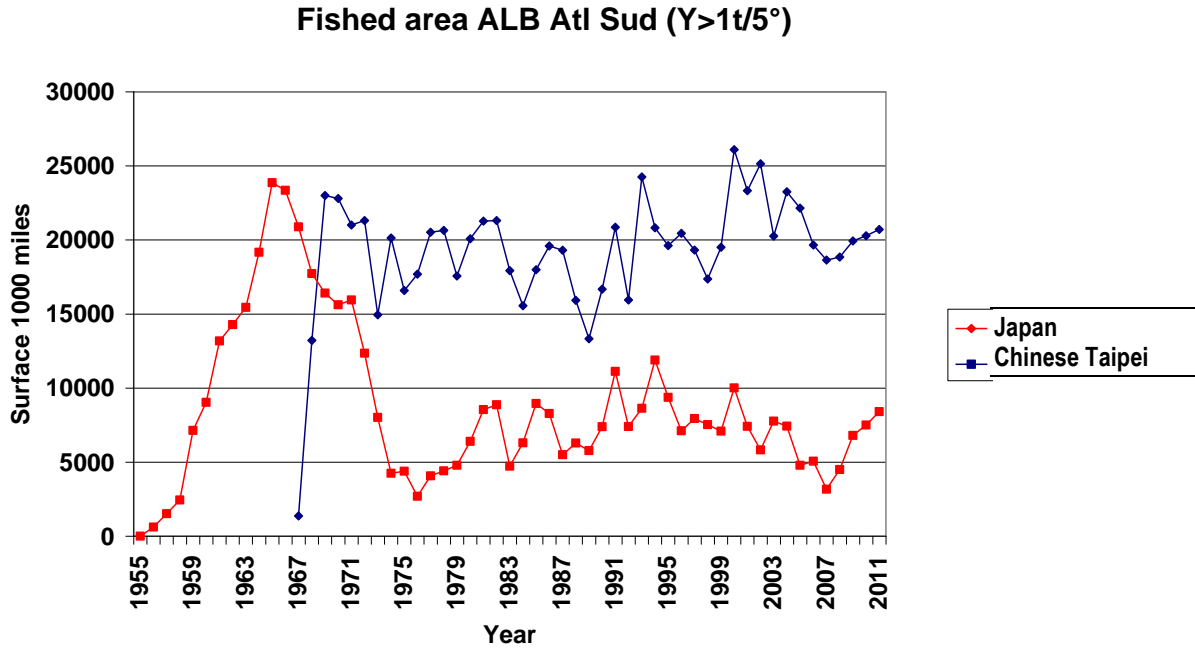


Figure 10. Sizes of the areas fished for albacore by longliners in the northern and southern Atlantic: number of 5x5 quadrants with at least 1 t of ALB catch in a month for the South Atlantic stock, for the Chinese Taipei and Japanese longliners.

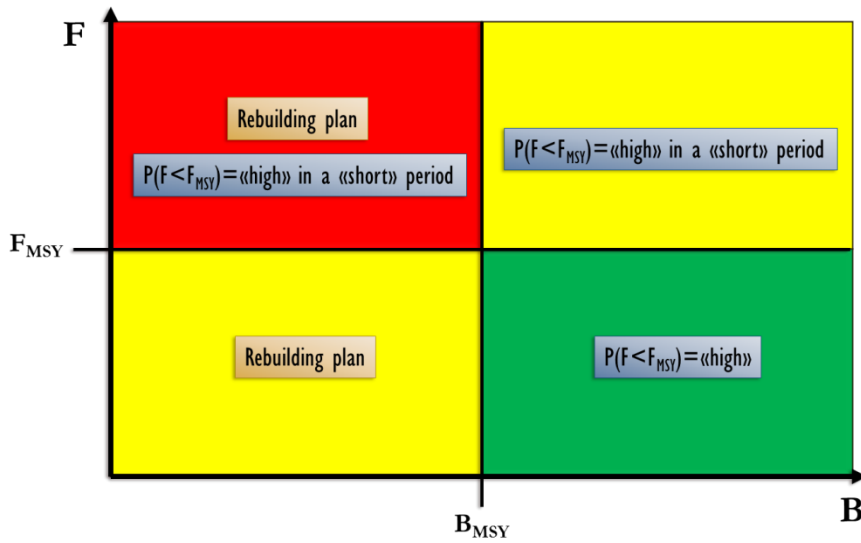


Figure 11. Schematic representation of the key elements of the Recommendation by ICCAT on the principles of decision making for ICCAT conservation and management measures (Rec. 11-13).

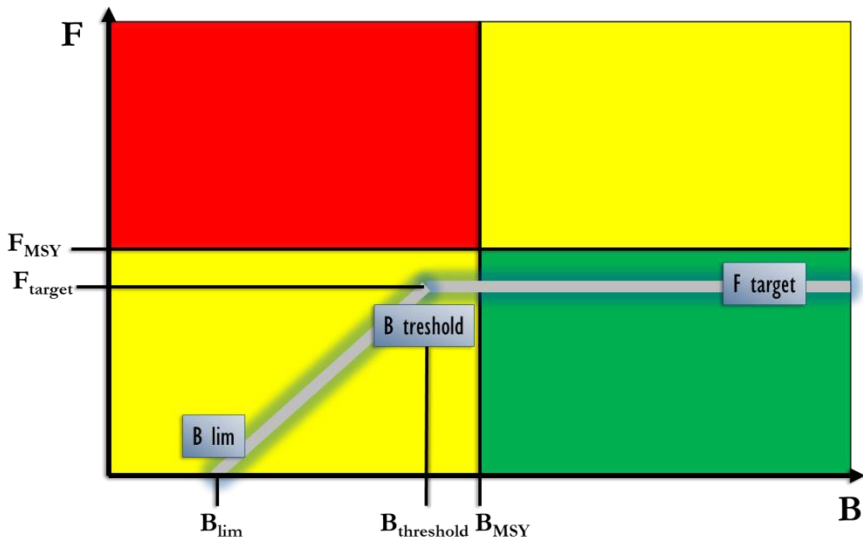


Figure 12. Generic form of the HCR recommended by SCRS (SCRS, 2011). B_{lim} is the limit biomass reference point, $B_{threshold}$ is the biomass point at which increasingly strict management actions should be taken as biomass decreases and F_{target} , the target fishing mortality rate to be applied such that it is lower than F_{MSY} with ‘high probability’ (Rec [11-13]).

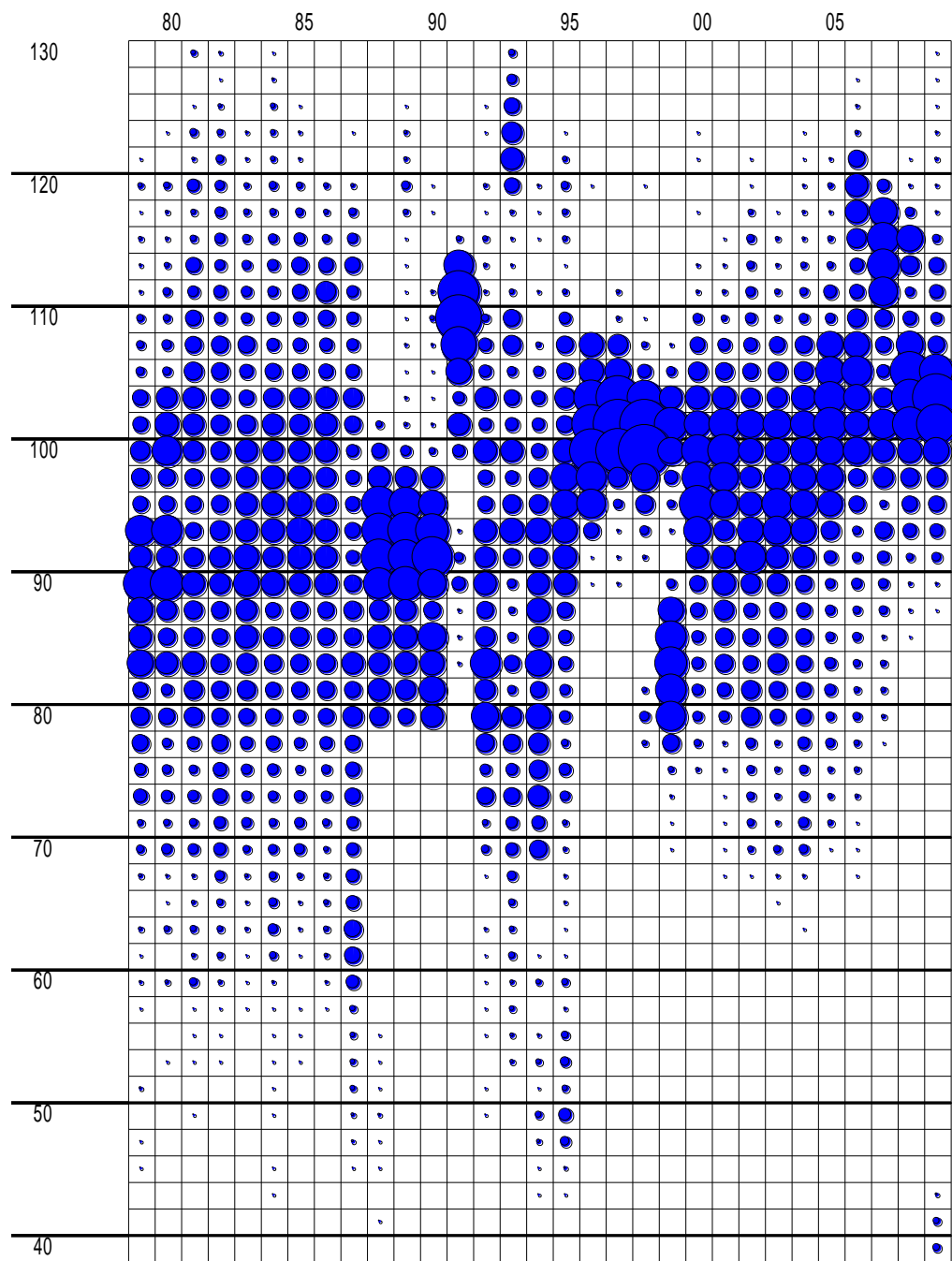


Figure 13. Change in size distributions (Y axis, in cm.) of catch in the Chinese Taipei fleet over time (X axis, in years).

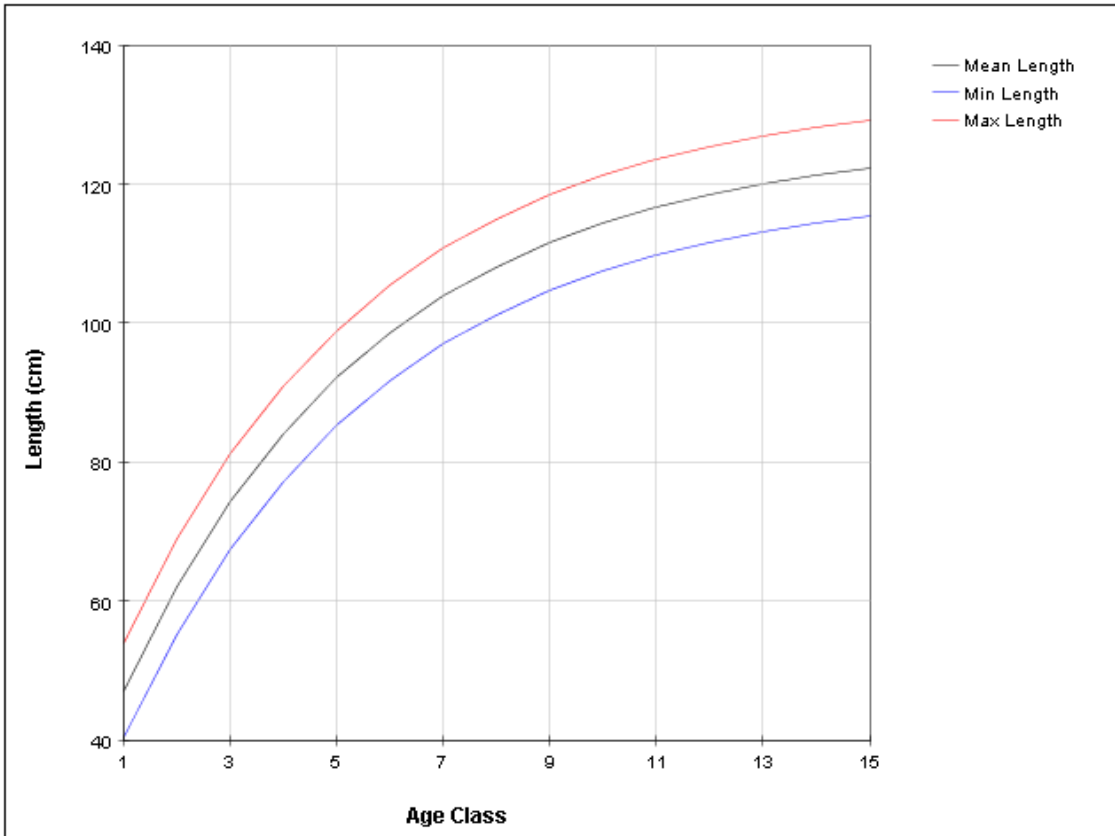


Figure 14. Growth curve used in the MULTIFAN-CL base model.

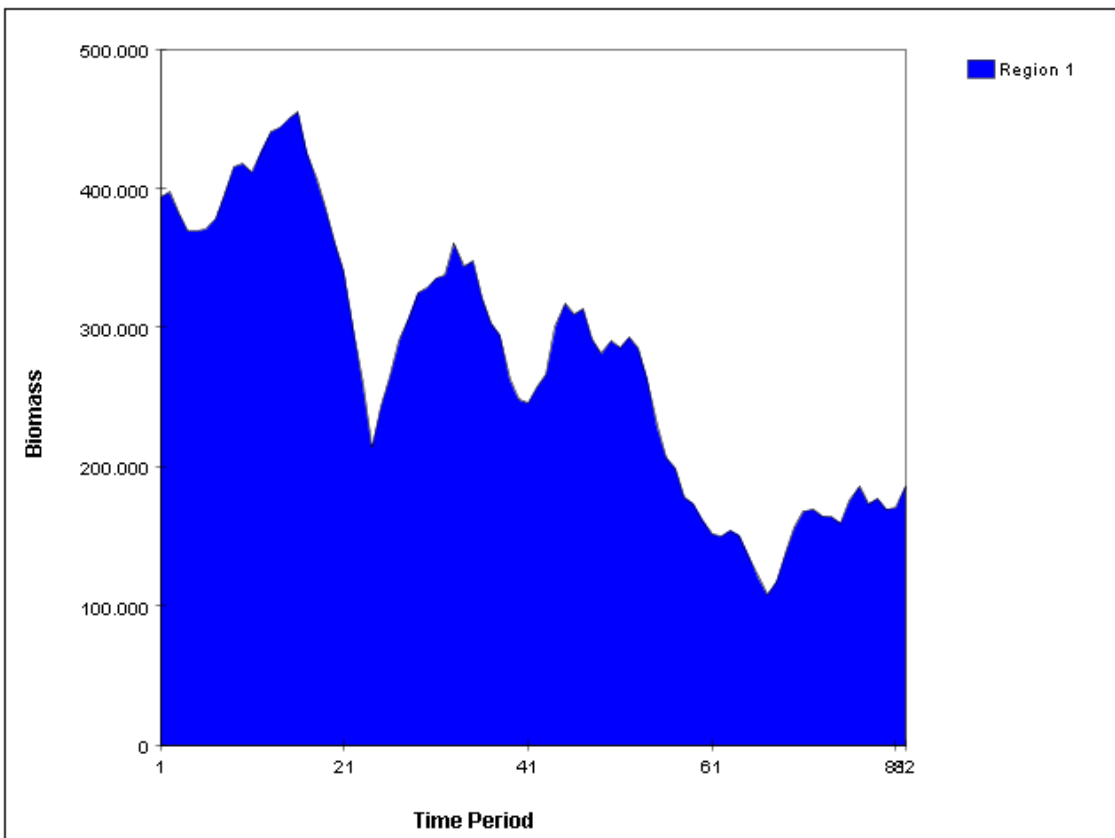


Figure 15. MFCL base model estimated biomass over time.

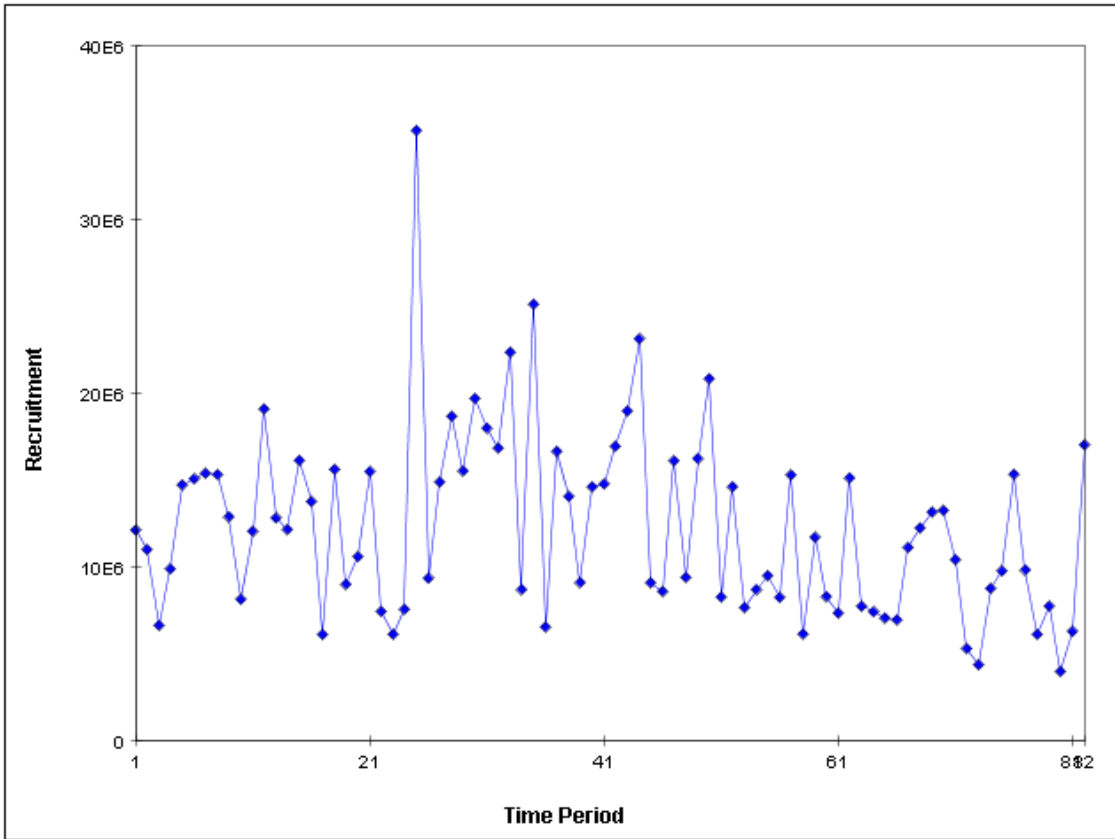


Figure 16. MFCL base model estimated recruitment over time.

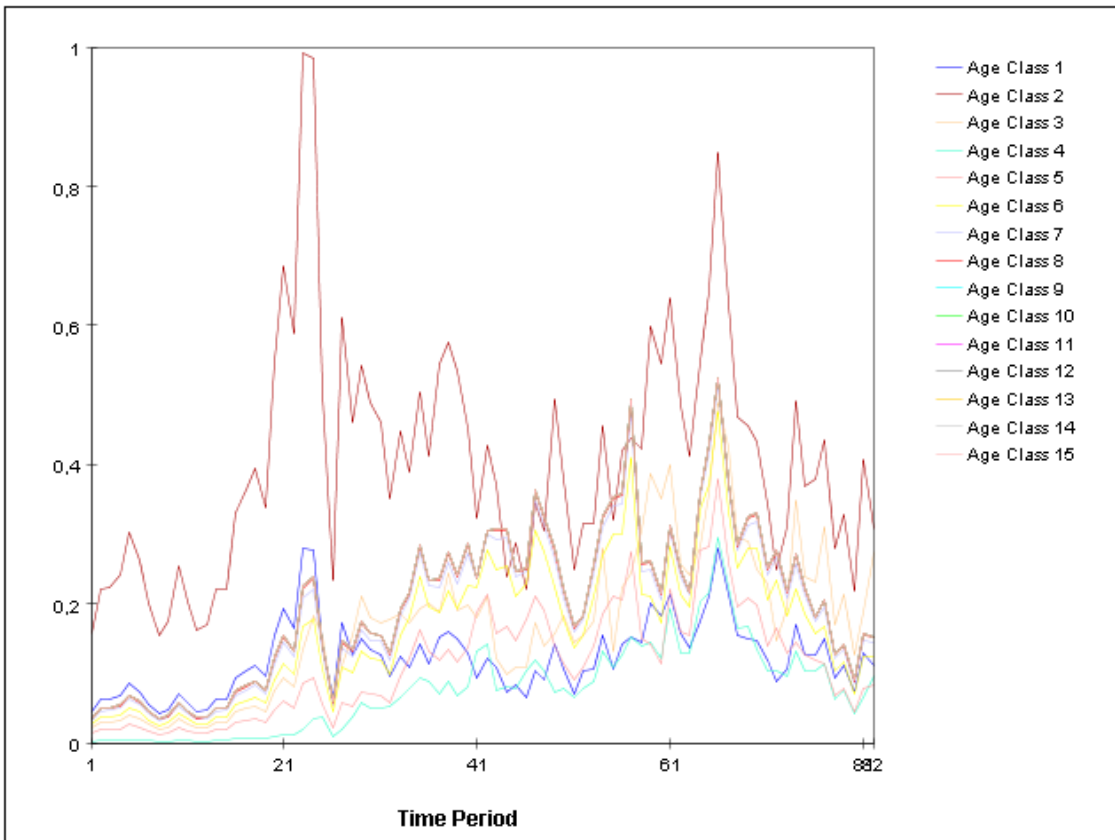


Figure 17. MFCL base model estimated F per age group over time.

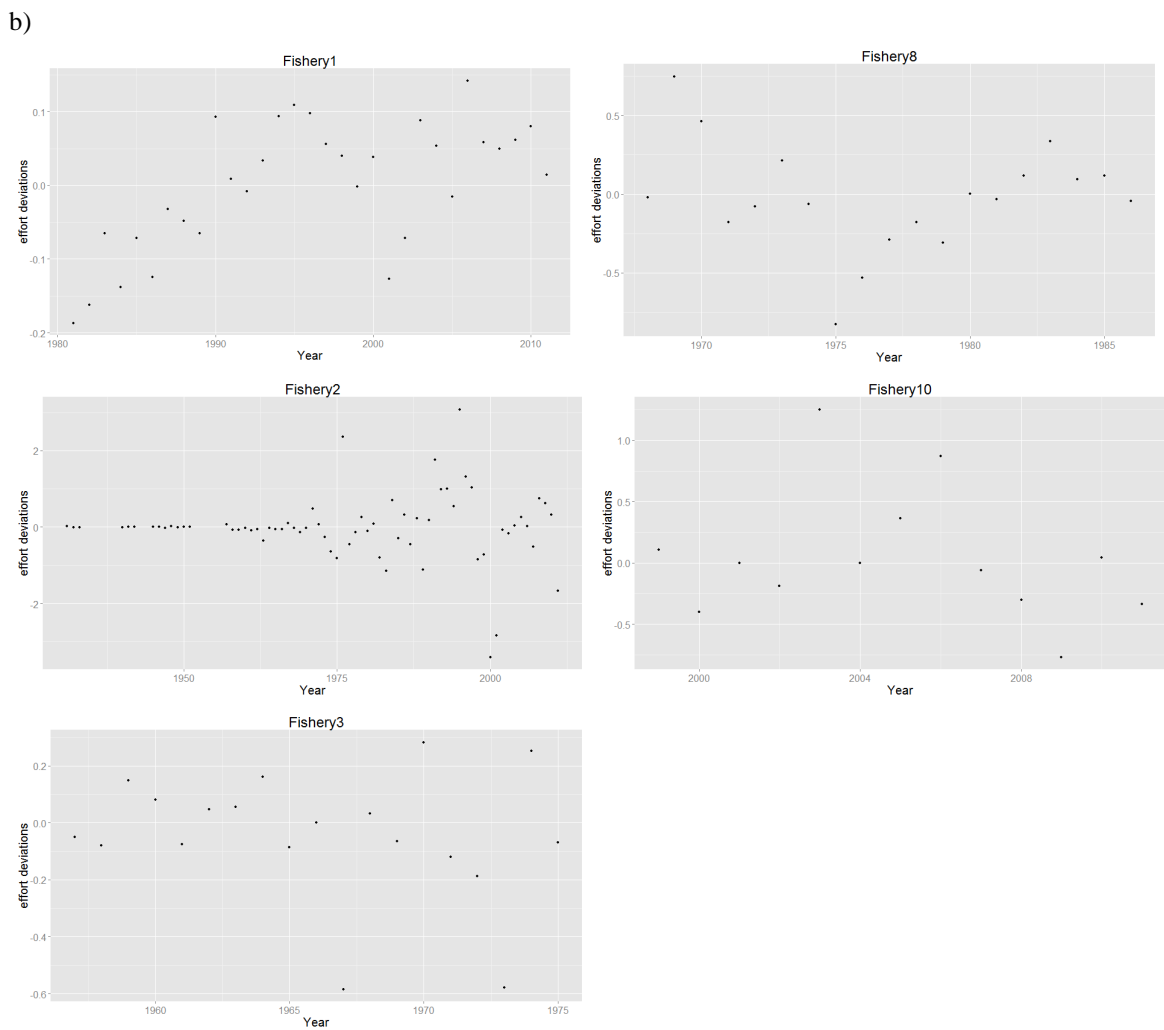
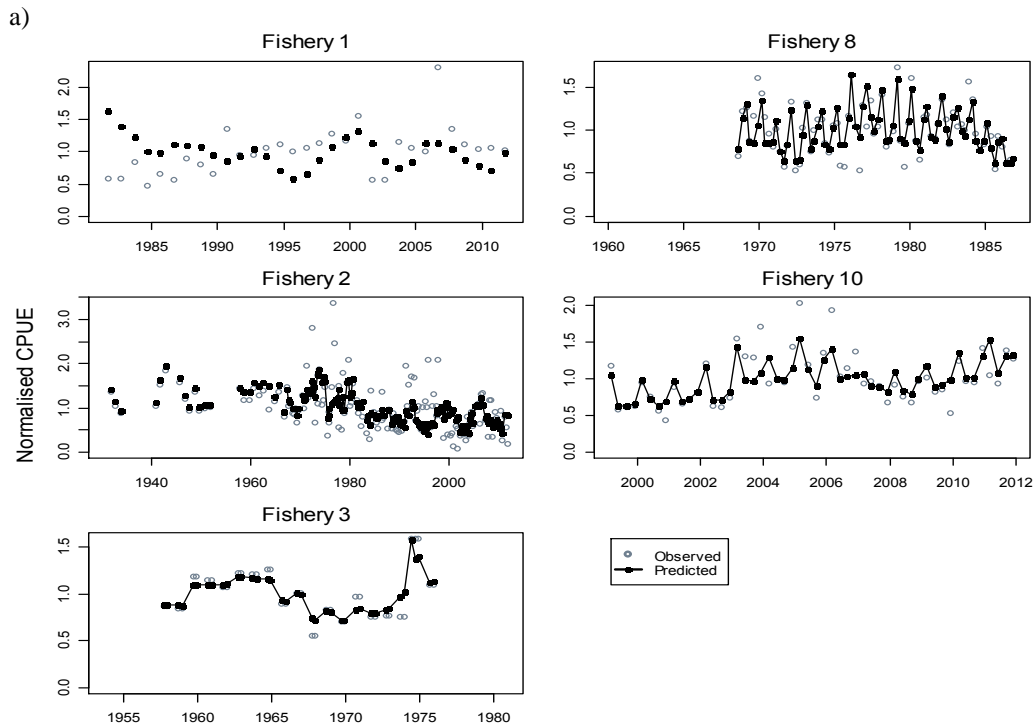
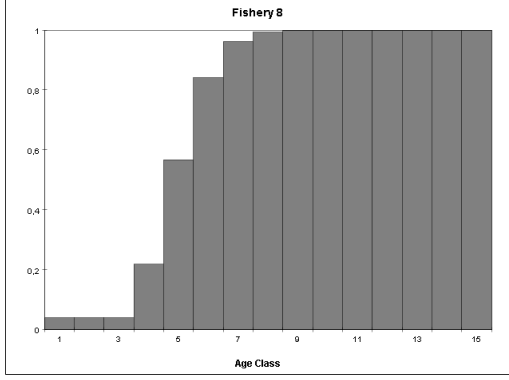
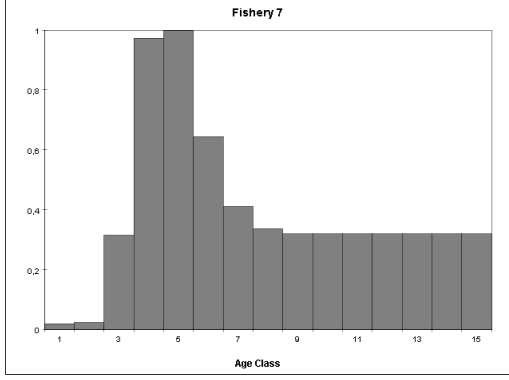
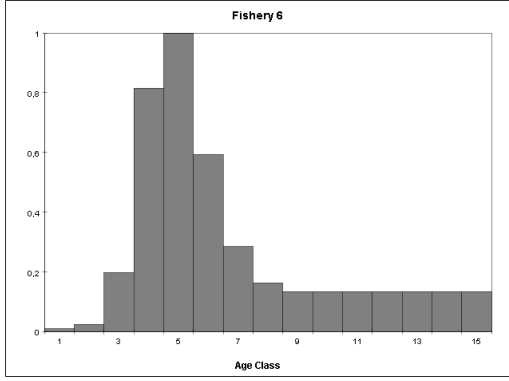
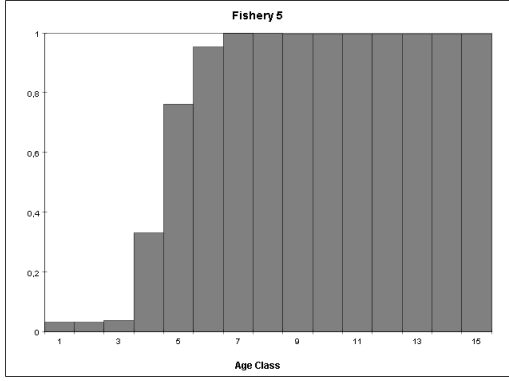
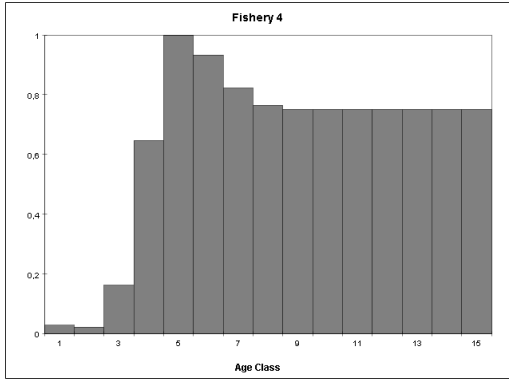
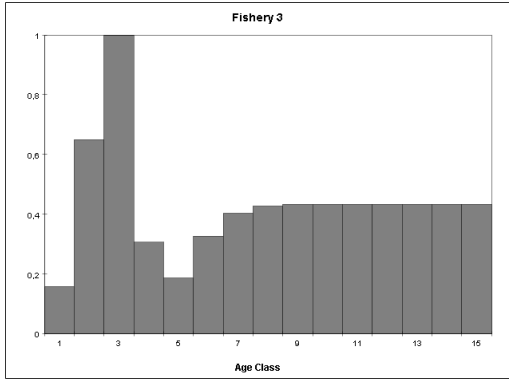
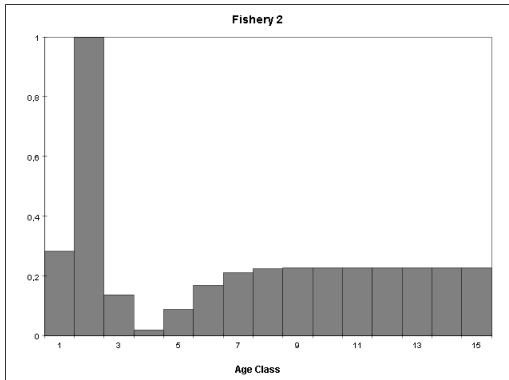
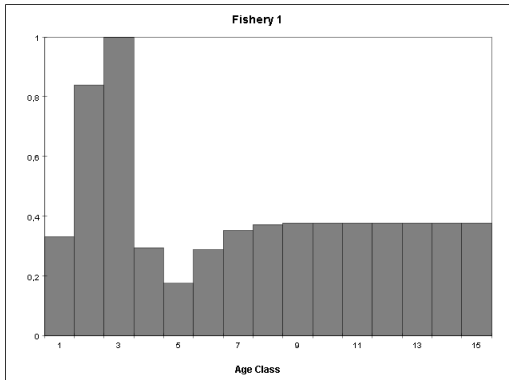


Figure 18. MFCL base model a) normalised CPUE and b) effort deviations for fleets used in the model fitting.



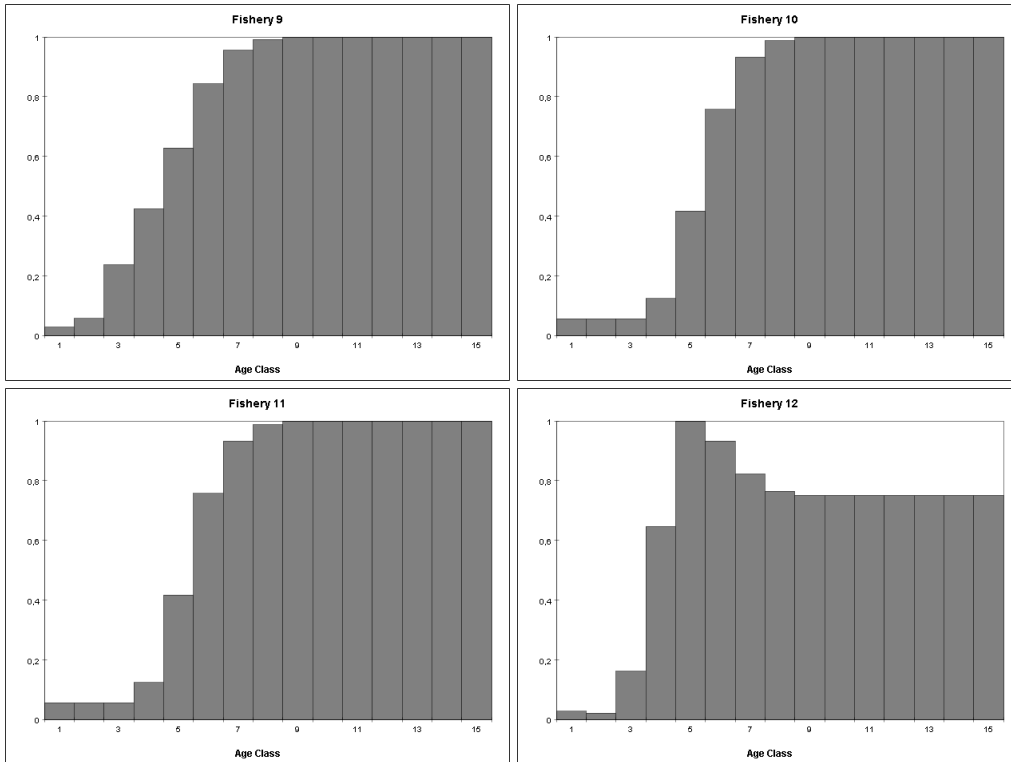


Figure 19. MFCL base model estimated selectivities for each fishery.

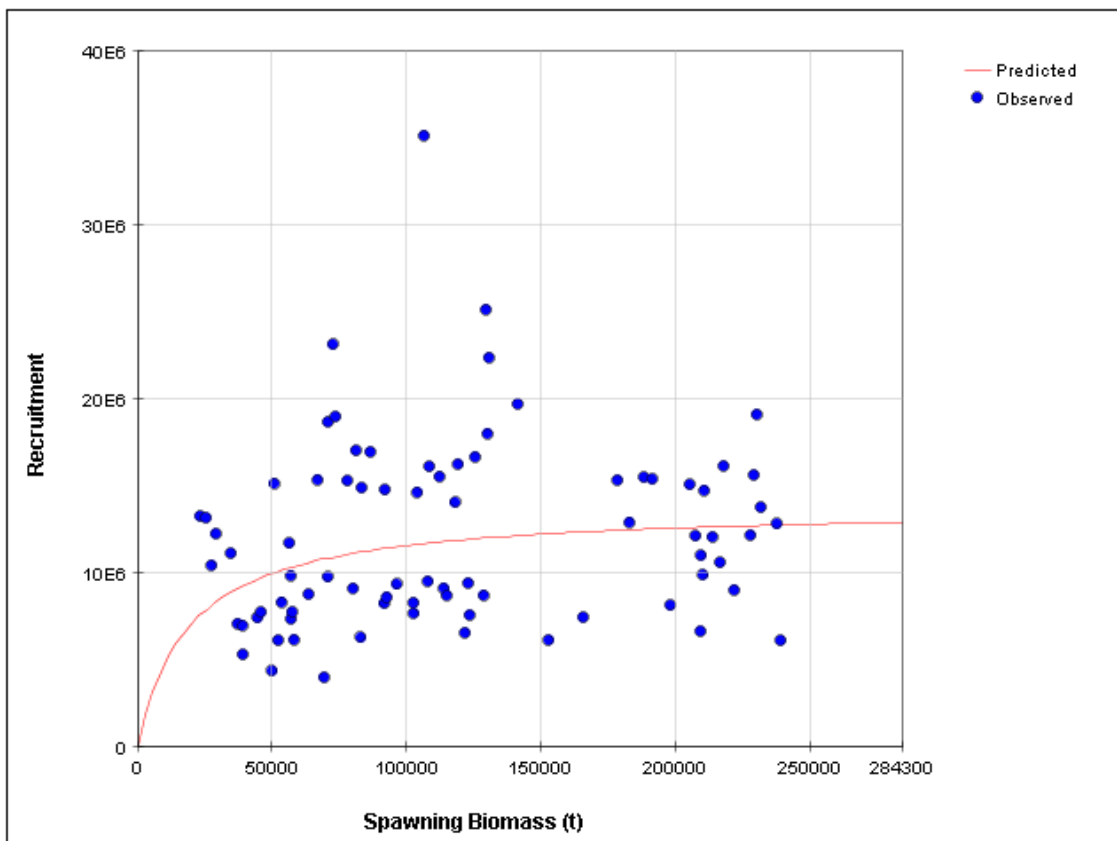


Figure 20. MFCL base model estimated Stock recruitment relationship.

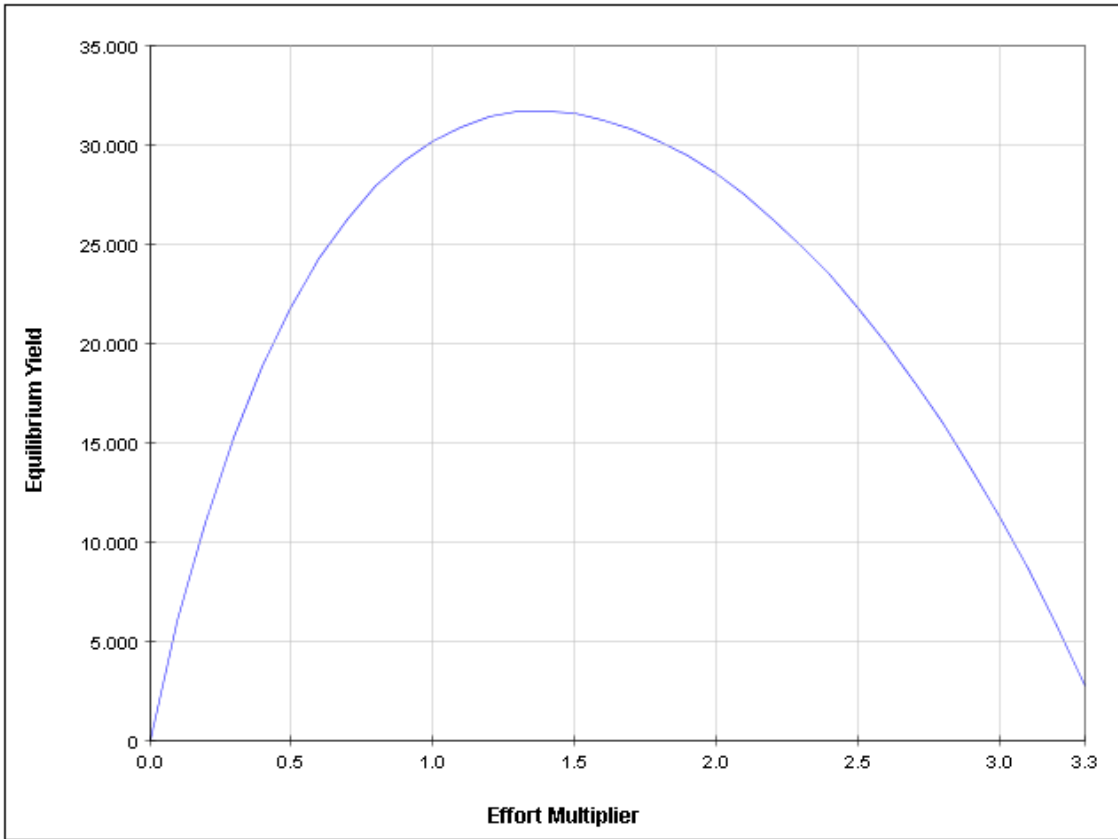


Figure 21. MFCL base model estimated yield curve.

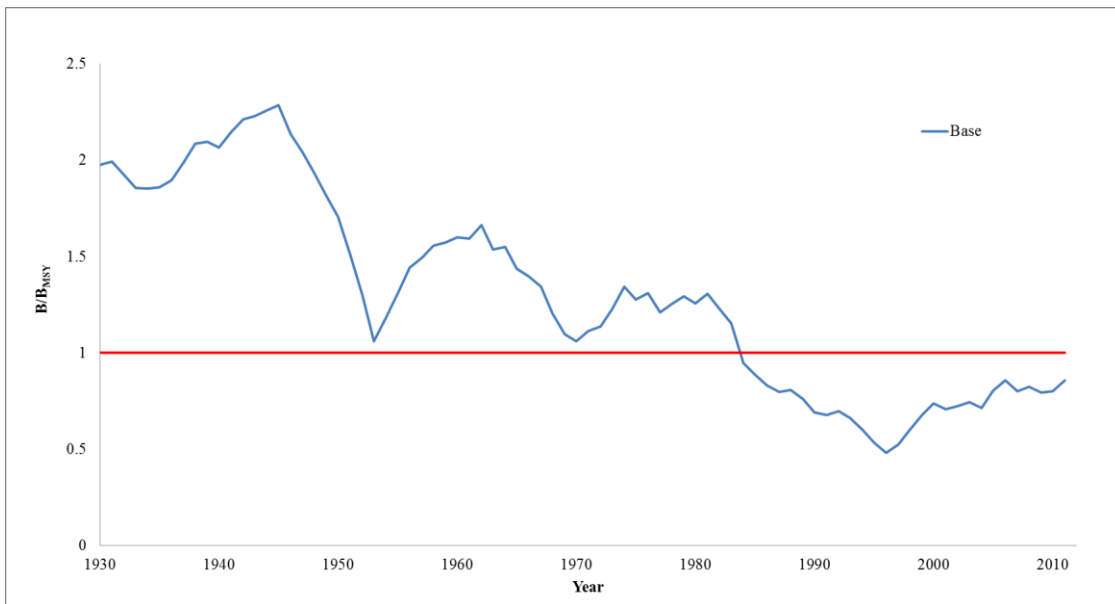


Figure 22. Current biomass relative to biomass at MSY.

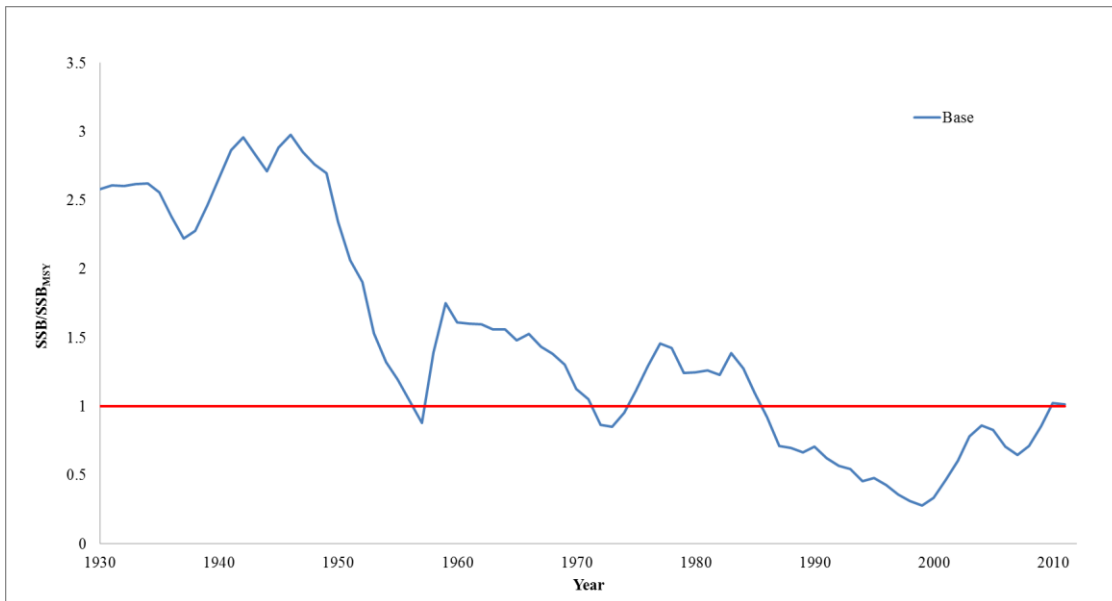


Figure 23. Current spawning stock biomass relative to spawning stock biomass at MSY.

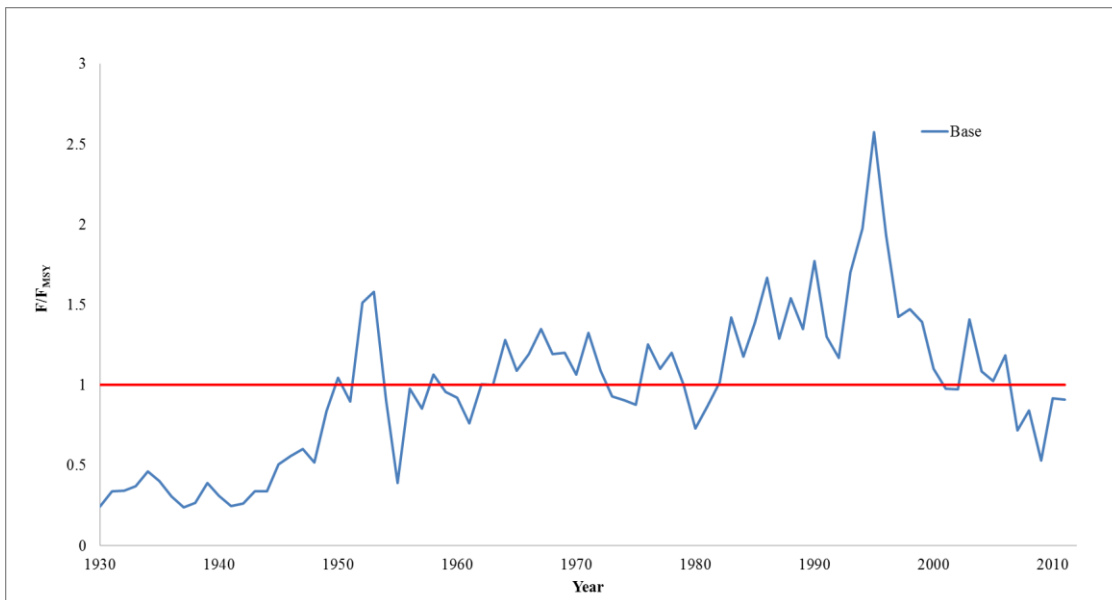


Figure 24. Current F relative to F at MSY.

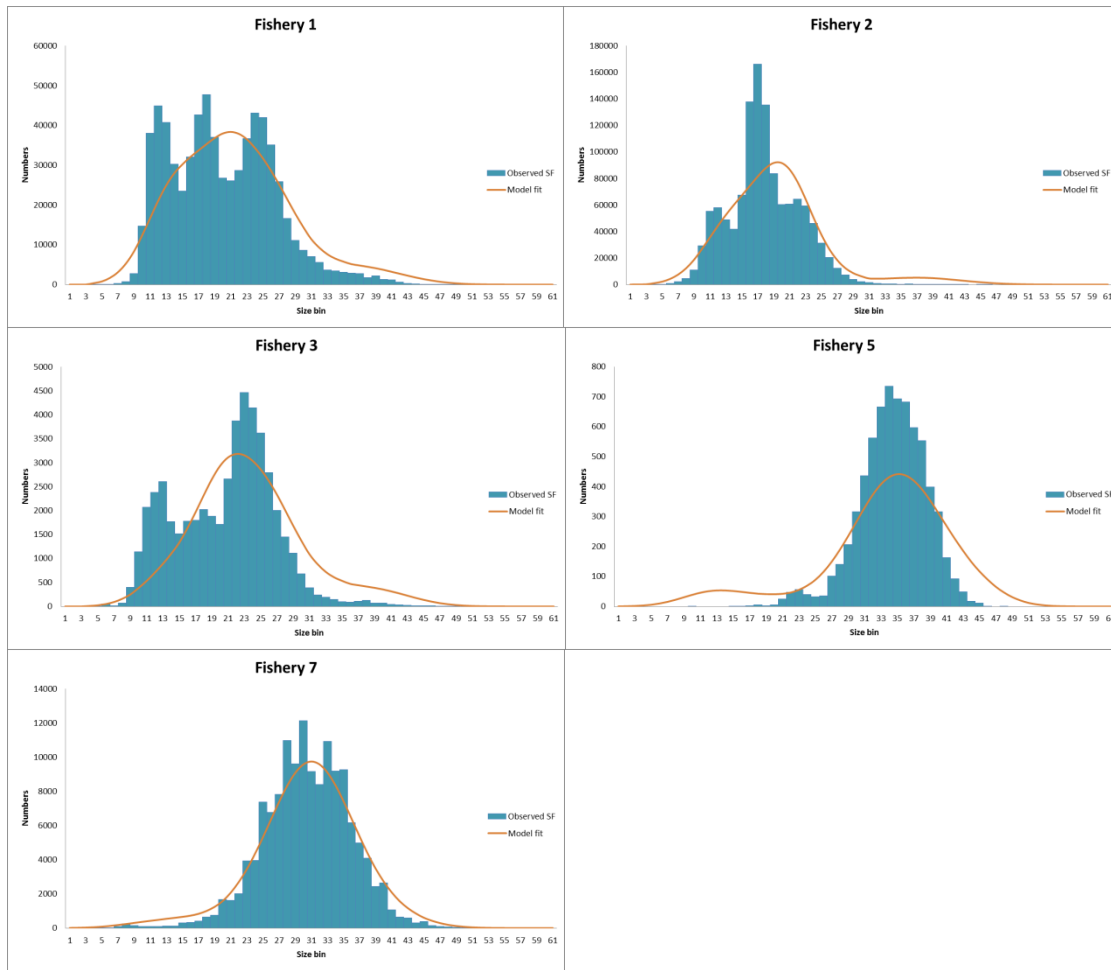


Figure 25. Base case model fit to the length frequency data by fishery.

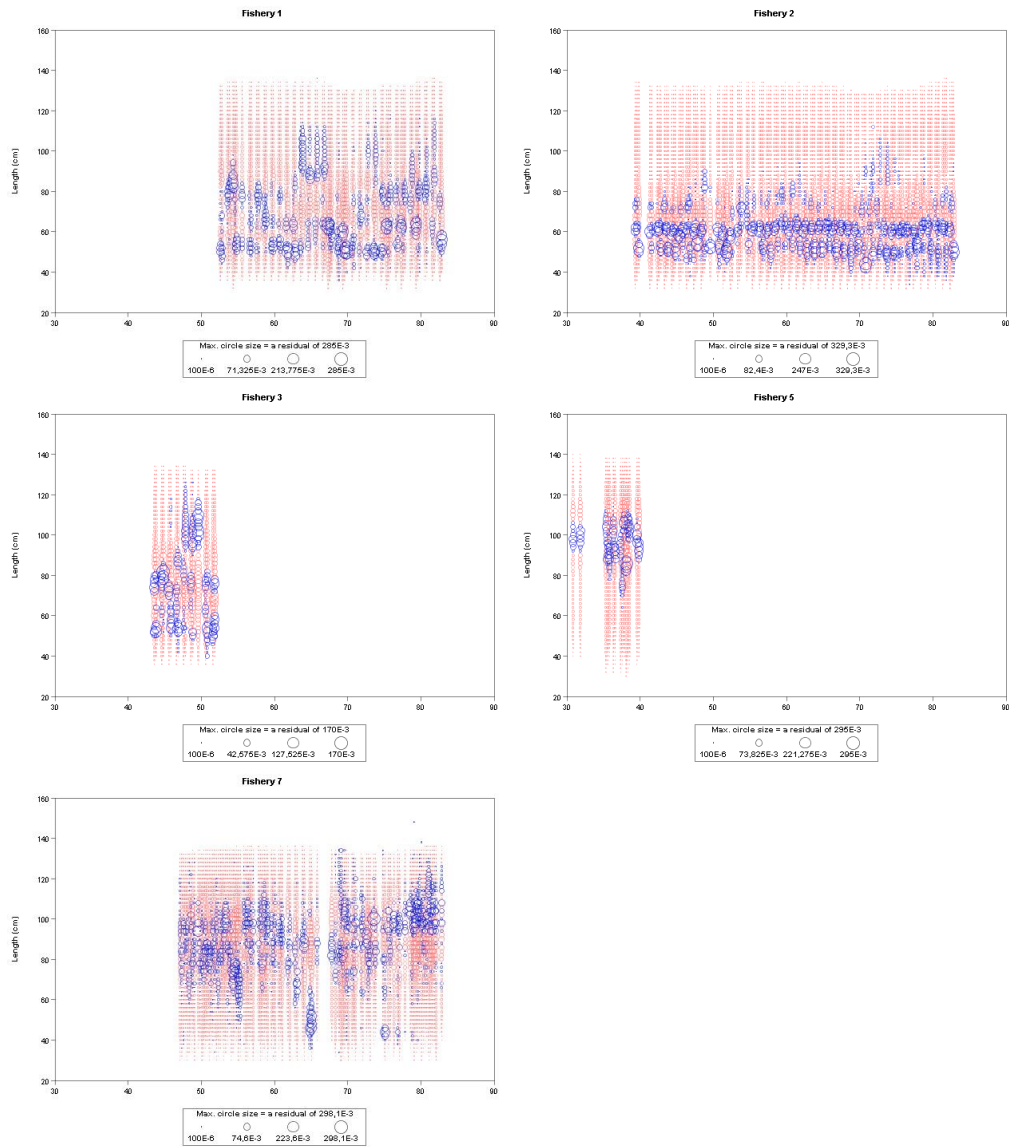


Figure 26. Base case model residuals for the fit to the length frequency data by fishery.

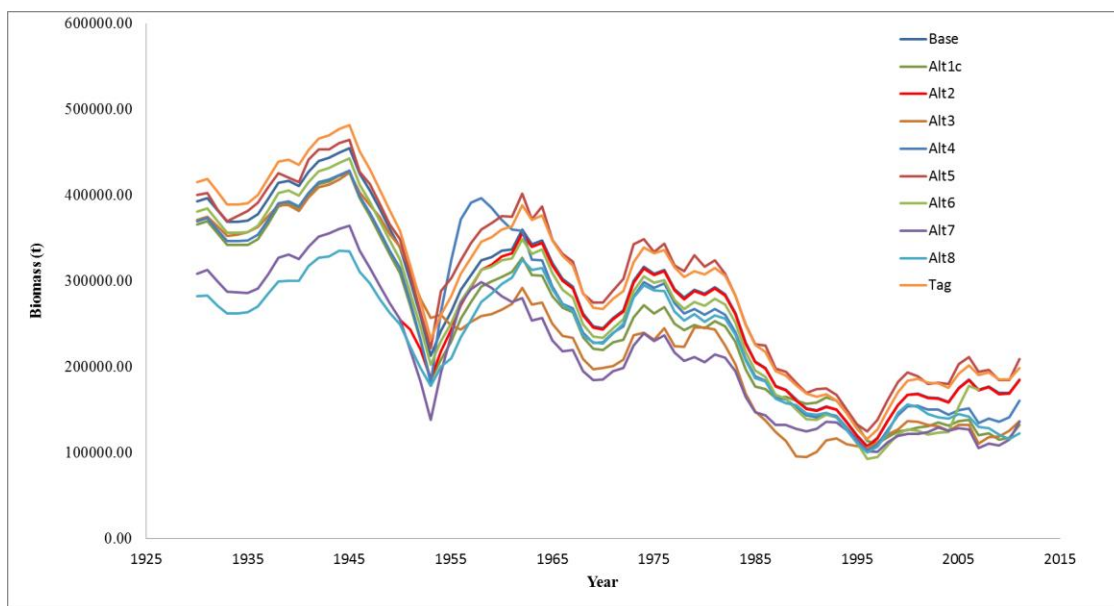


Figure 27. Model estimated biomass trajectories over time for the base case and alternate runs.

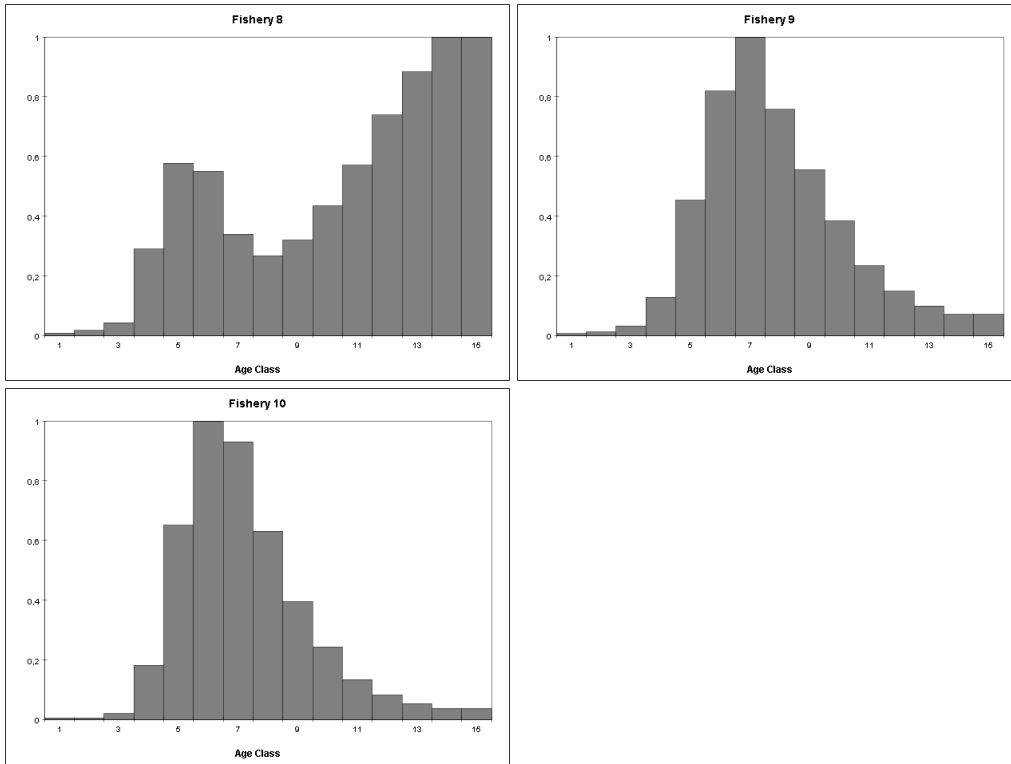


Figure 28. MFCL alt1 model estimated selectivities for the three Chinese Taipei LL fisheries.

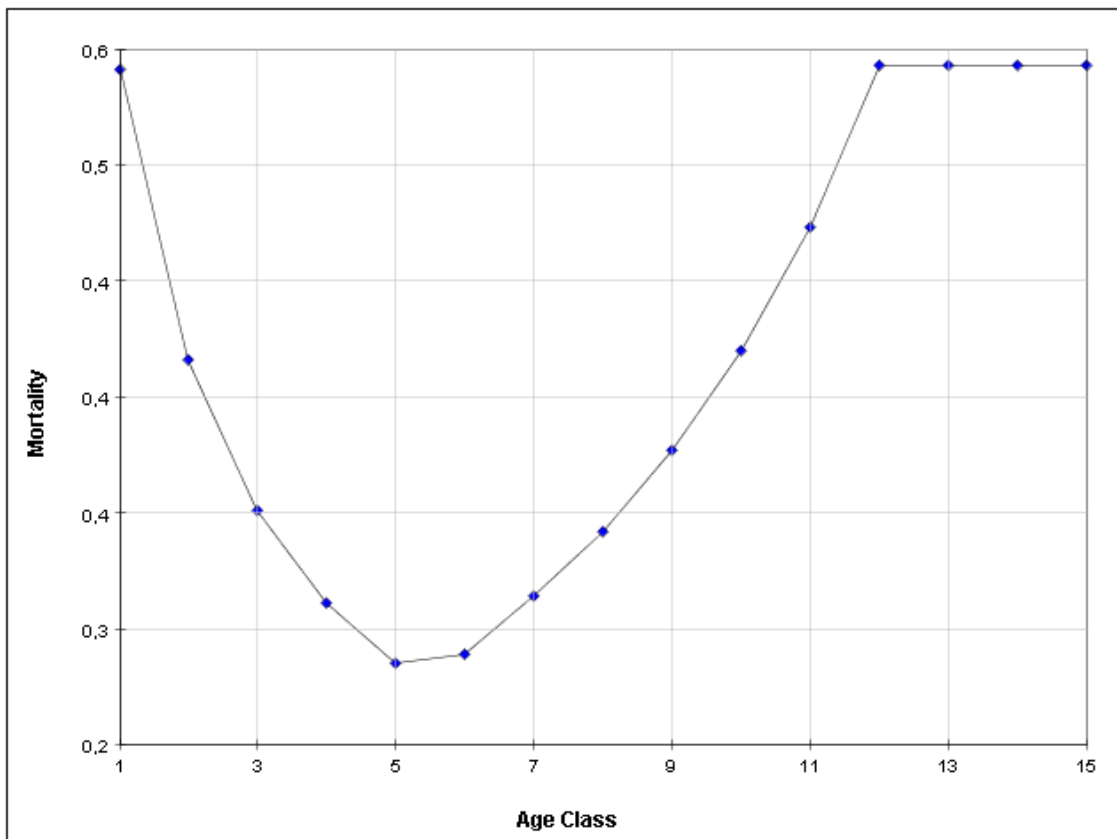


Figure 29. Age specific vector of natural mortality included in run alt5.

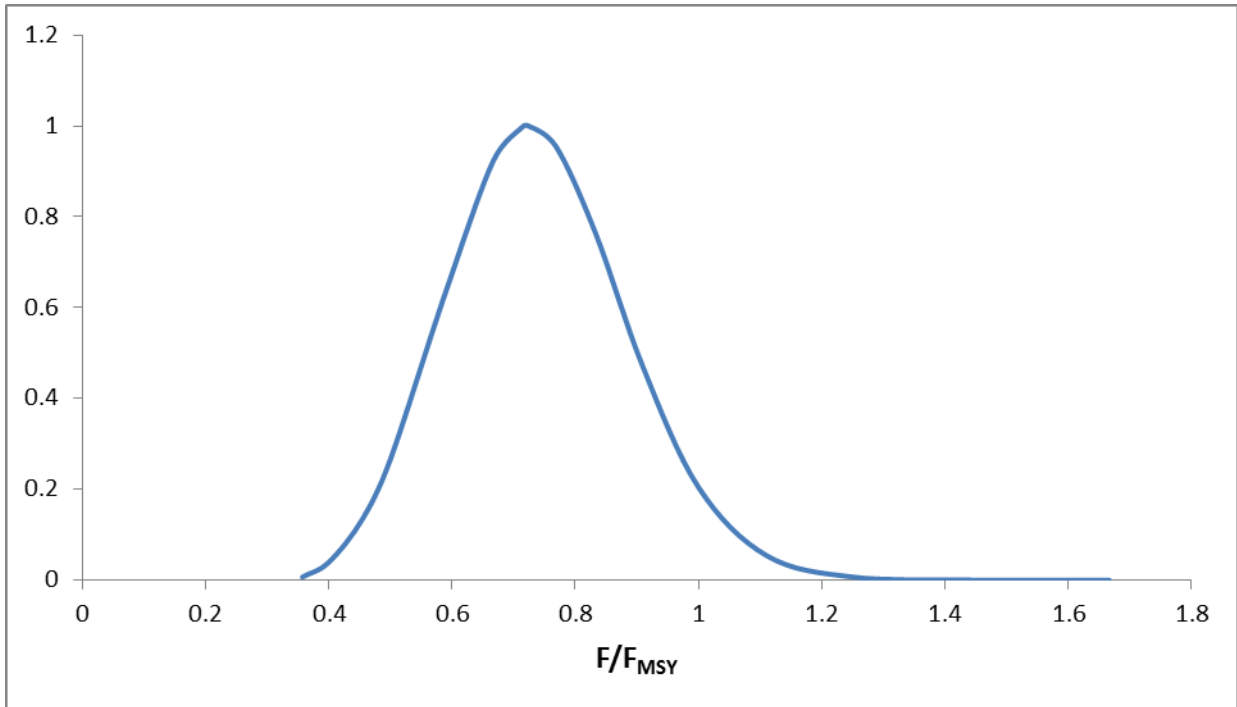


Figure 30. F/F_{MSY} likelihood profile for the MFCL base case.

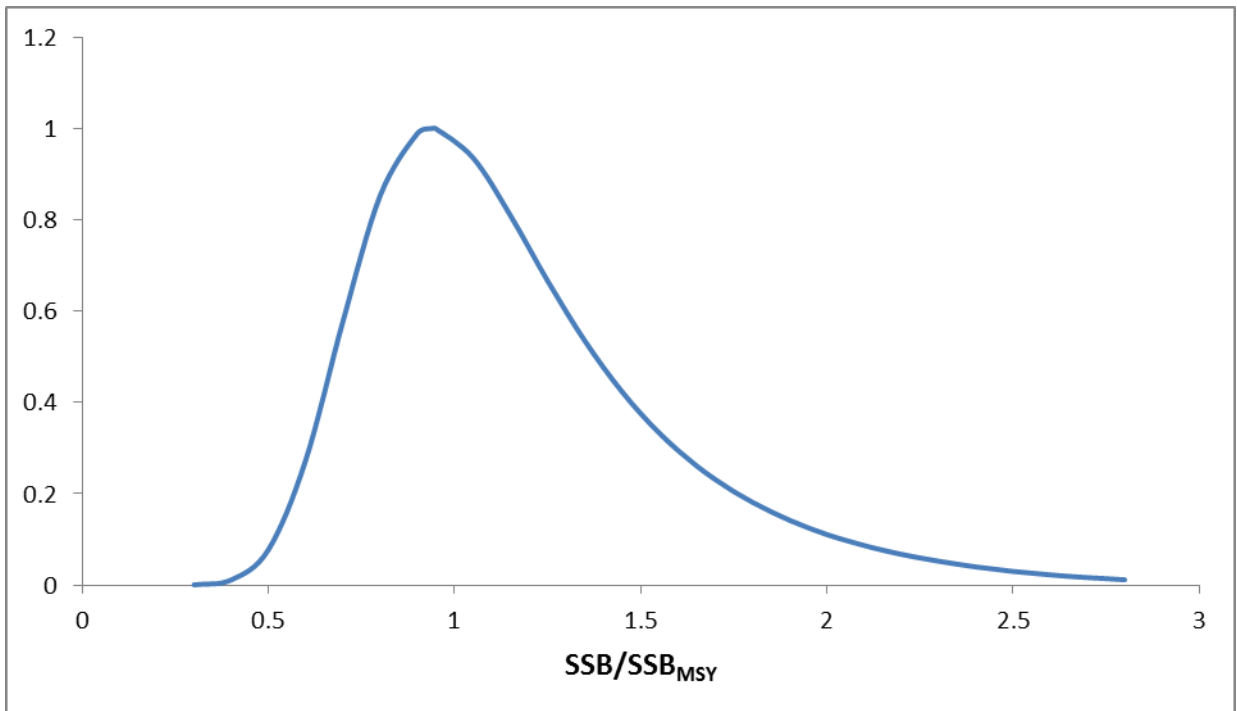


Figure 31. SSB/SSB_{MSY} likelihood profile for the MFCL base case.

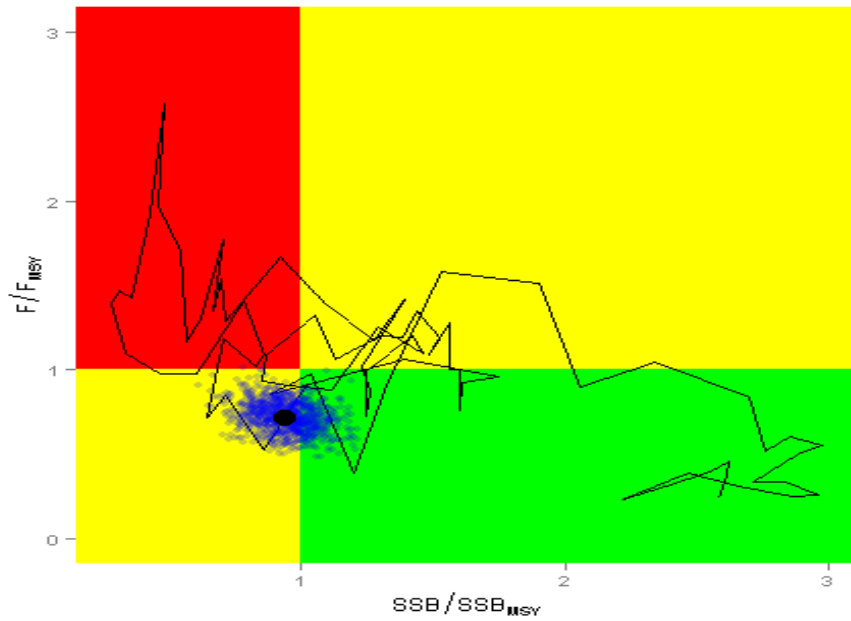


Figure 32. The Kobe plot generated from the base case MFCL model. The black dot indicates the most recent model estimated benchmarks while the blue cloud of points represent the uncertainty around the current estimate.

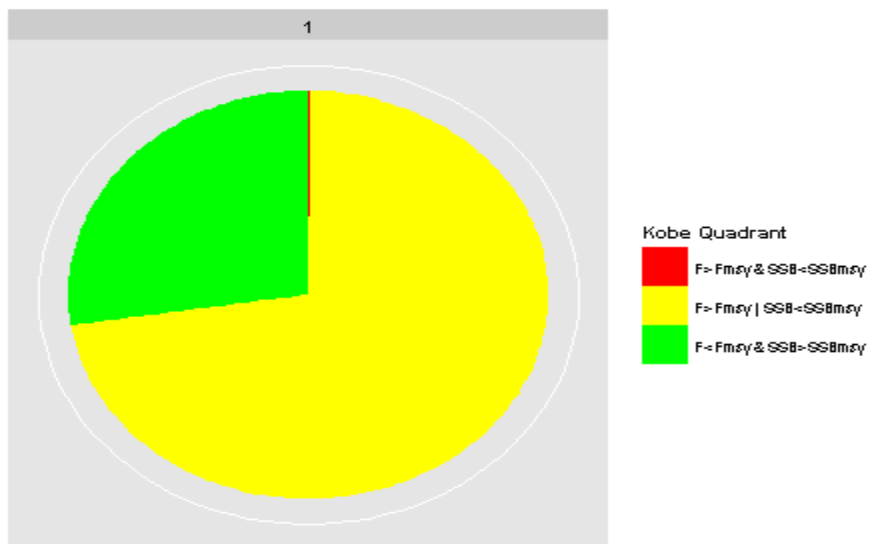


Figure 33. The Kobe pie chart, characterizing the probability that current stock status is within each of the Kobe plot quadrants.

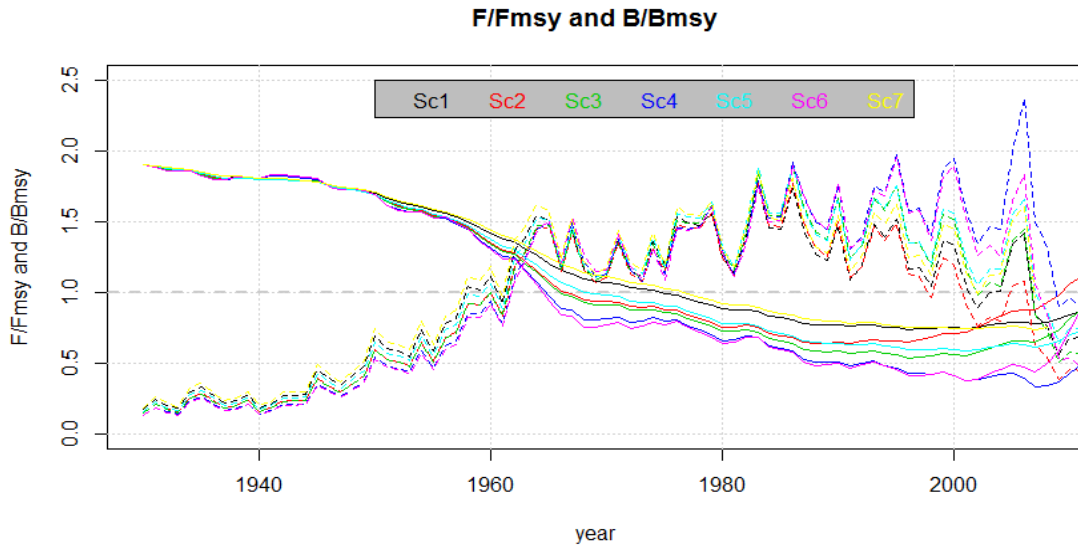


Figure 34. Estimated B/B_{MSY} and F/F_{MSY} for the 7 scenarios tested.

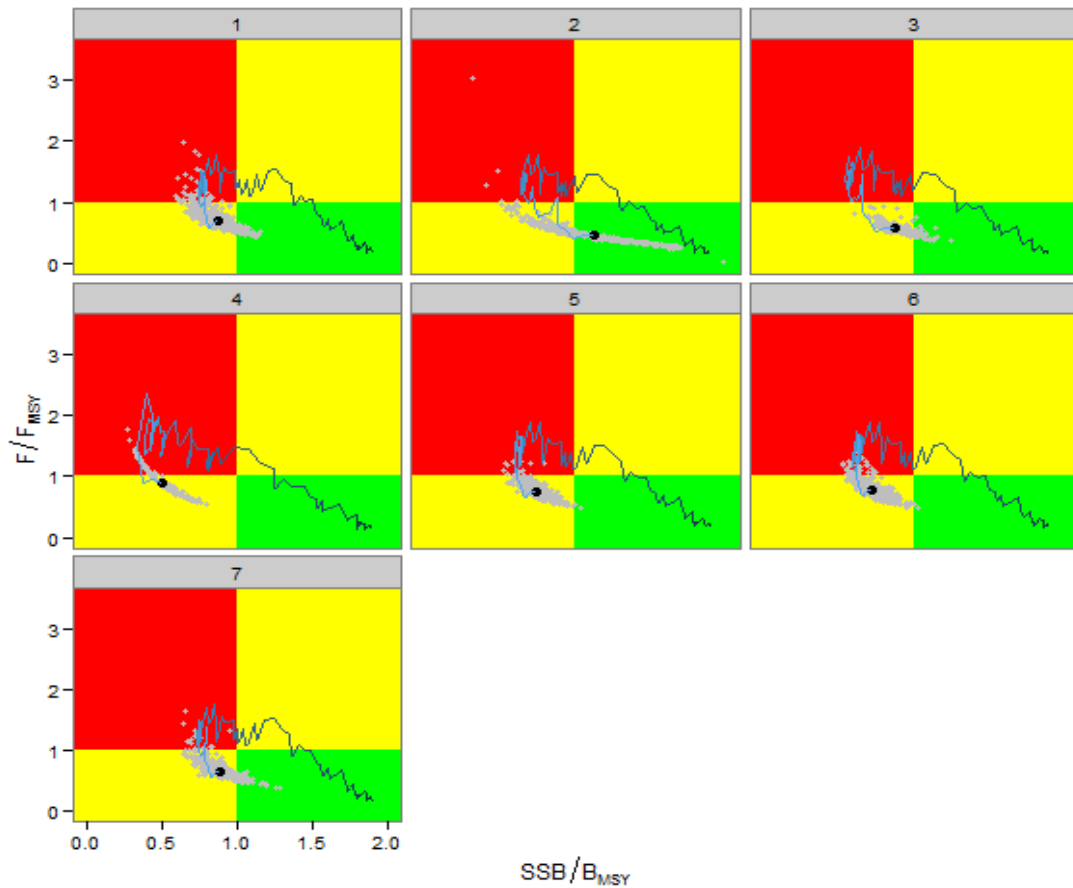


Figure 35. Kobe plots for the 7 scenarios tested. In blue: Estimated trends in B/B_{MSY} and F/F_{MSY} . In grey: Bootstrapped 2011 B/B_{MSY} and F/F_{MSY} coordinates.

Probability of current state

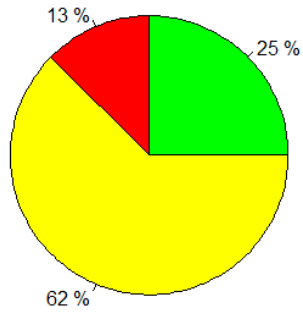


Figure 36. Probability of being in different zones in the Kobe plot for bootstrapped estimates of the 7 tested scenarios.

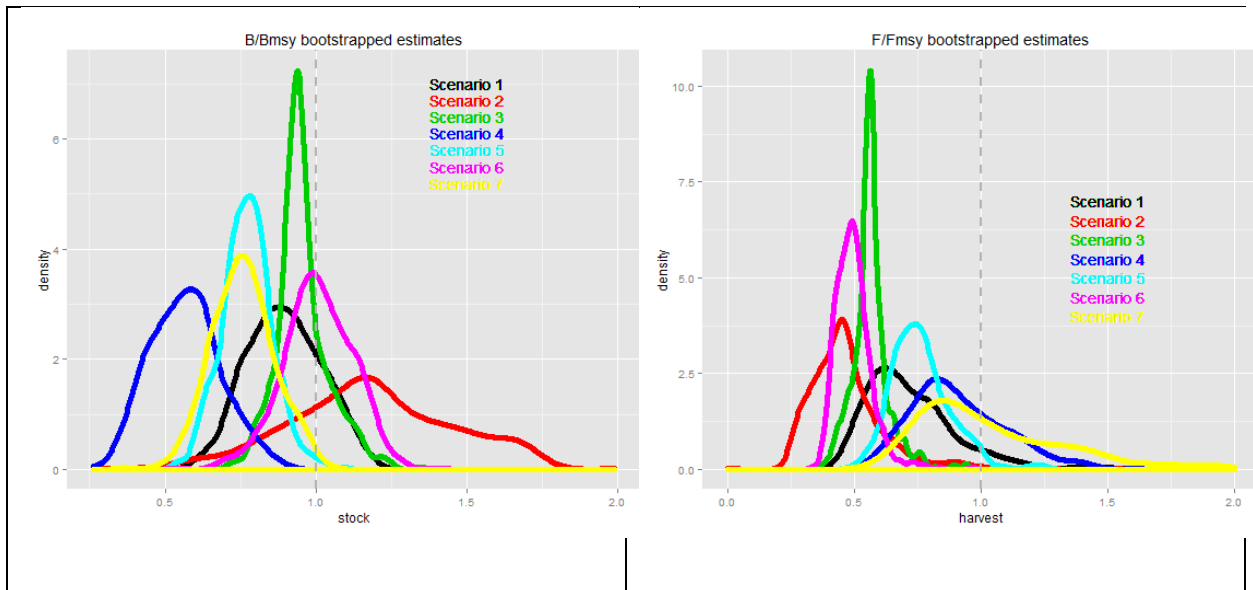


Figure 37. Density plots of the bootstrapped B/B_{MSY} and F/F_{MSY} with the 7 scenarios tested.

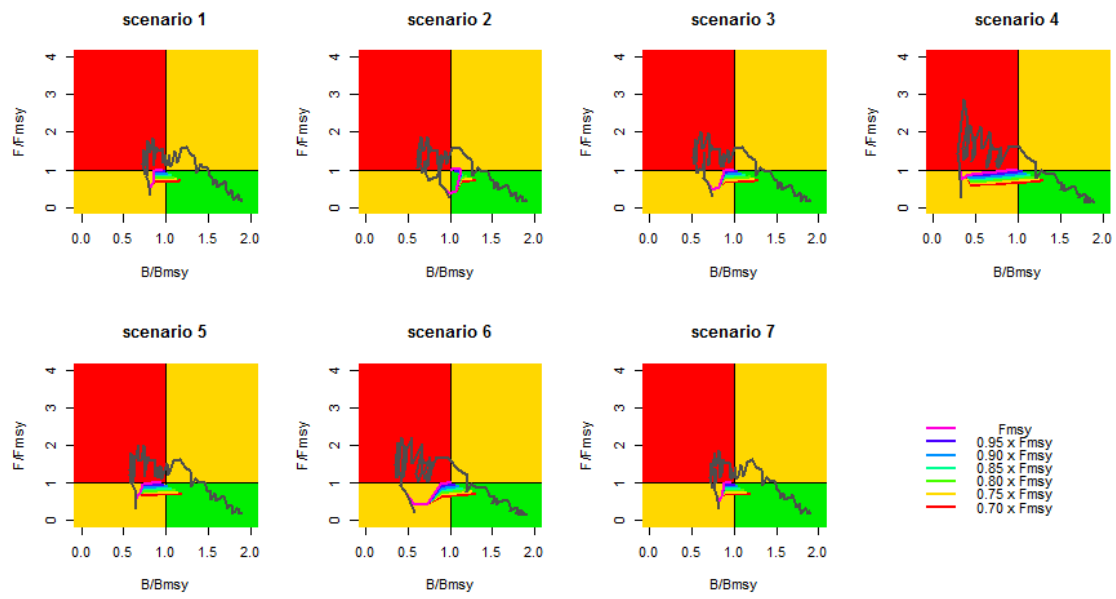


Figure 38. Constant fishing mortality 20 year projections for the 7 scenarios considered.

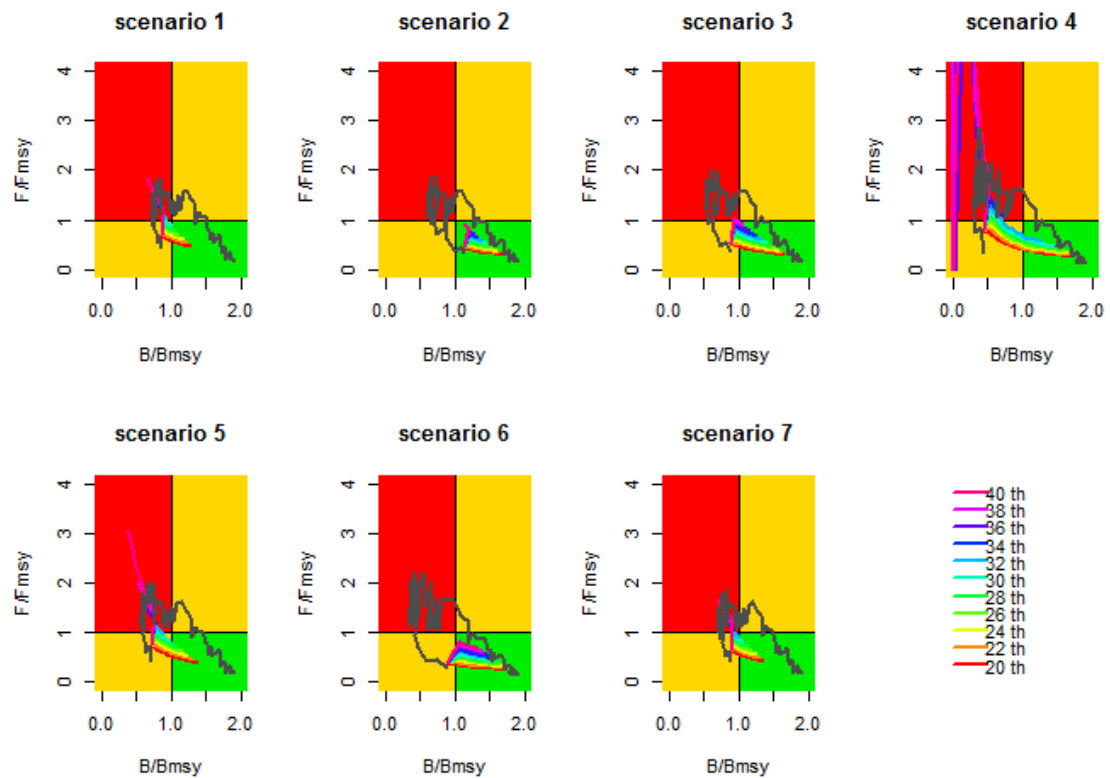


Figure 39. Constant catch 20 year projections for the 7 scenarios considered.

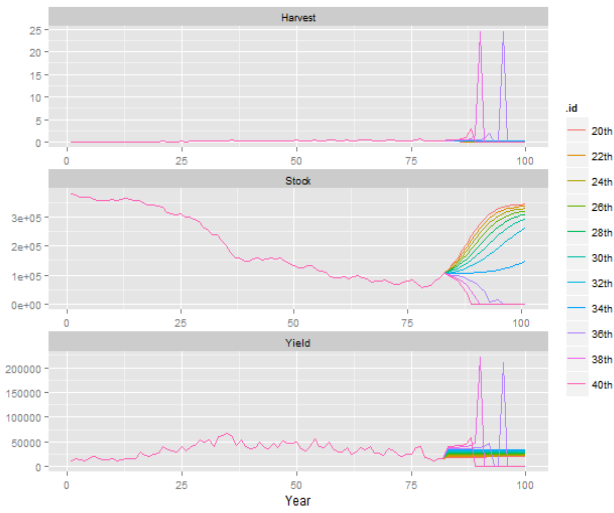


Figure 40. Constant catch projections for scenario 4.

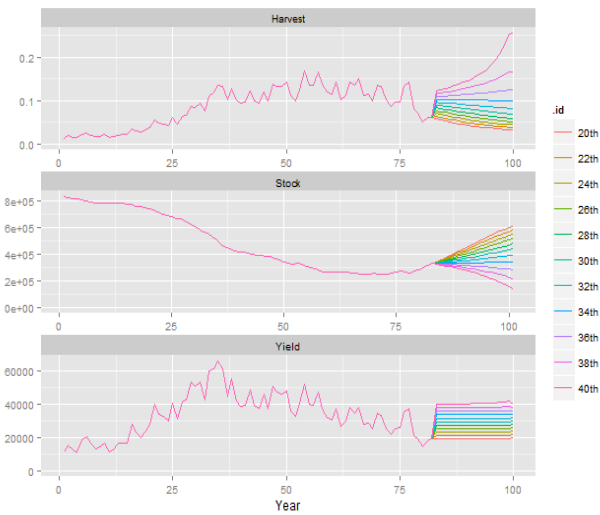


Figure 41. Constant catch projections for scenario 5.

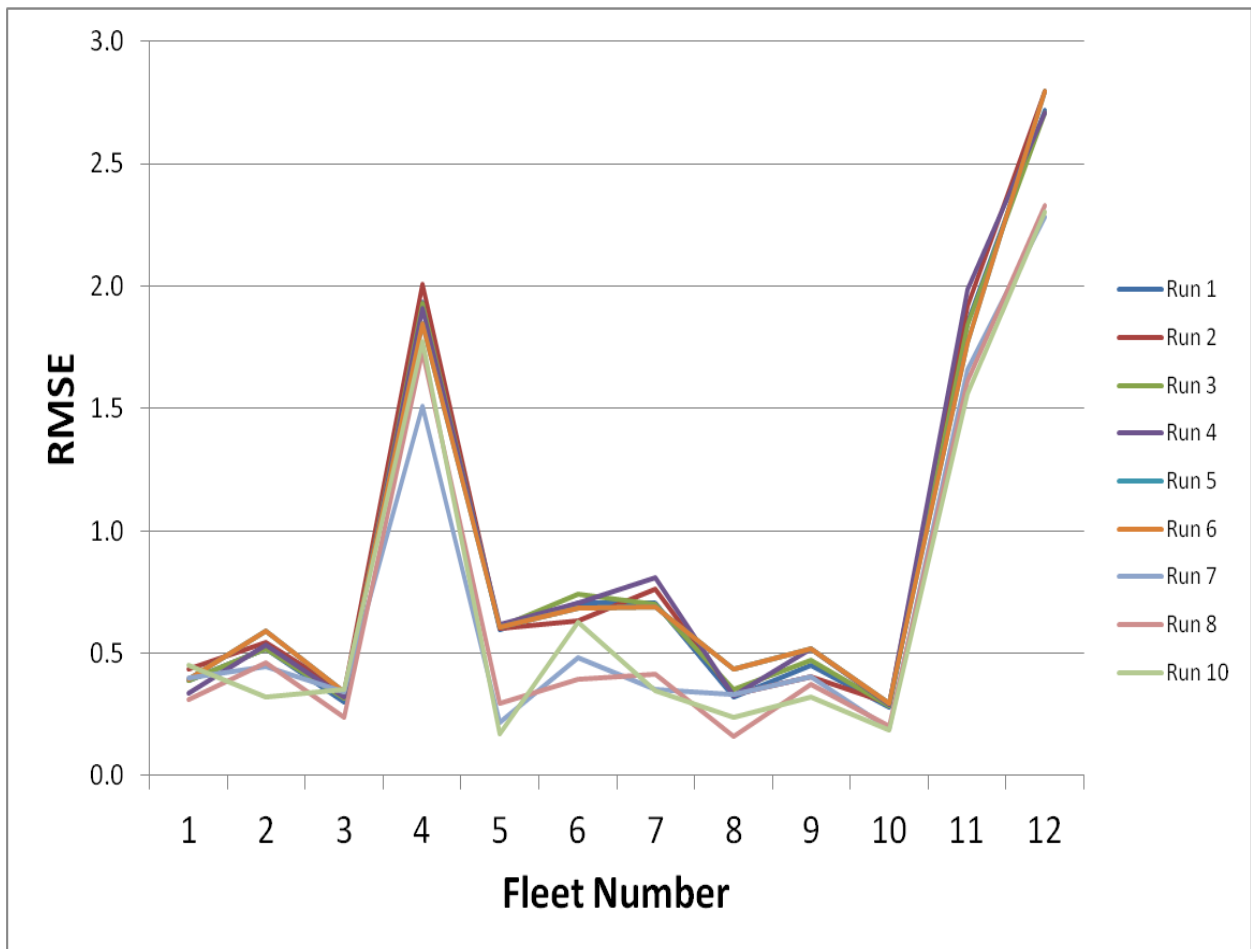


Figure 42. Residual mean square error (RMSE) for the CPUE time series used in the SS exploratory runs (note that CPUEs of fleets 11 and 12 were not used).

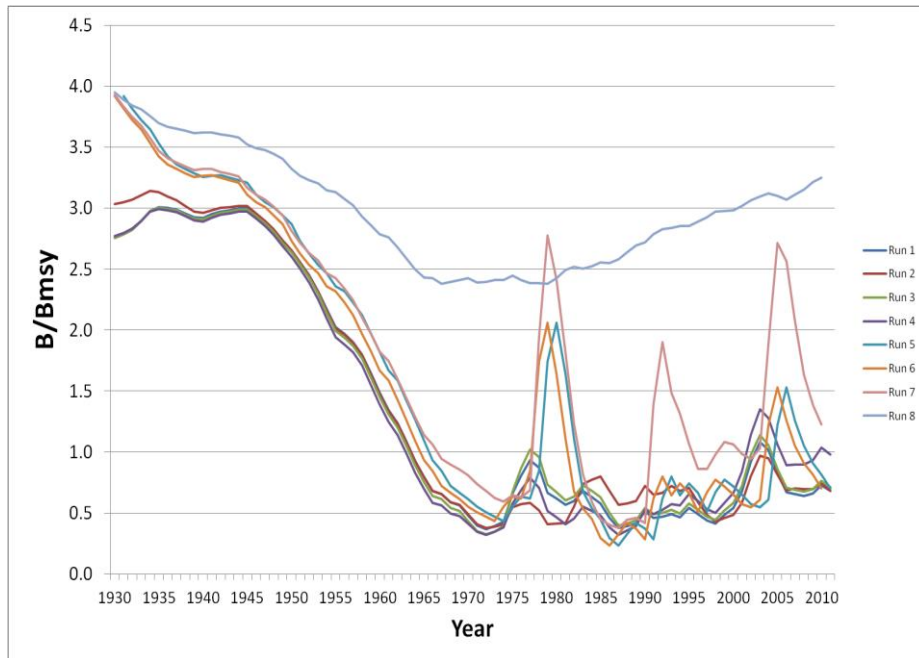


Figure 43. Management benchmark B/B_{MSY} for the ten SS exploratory runs.

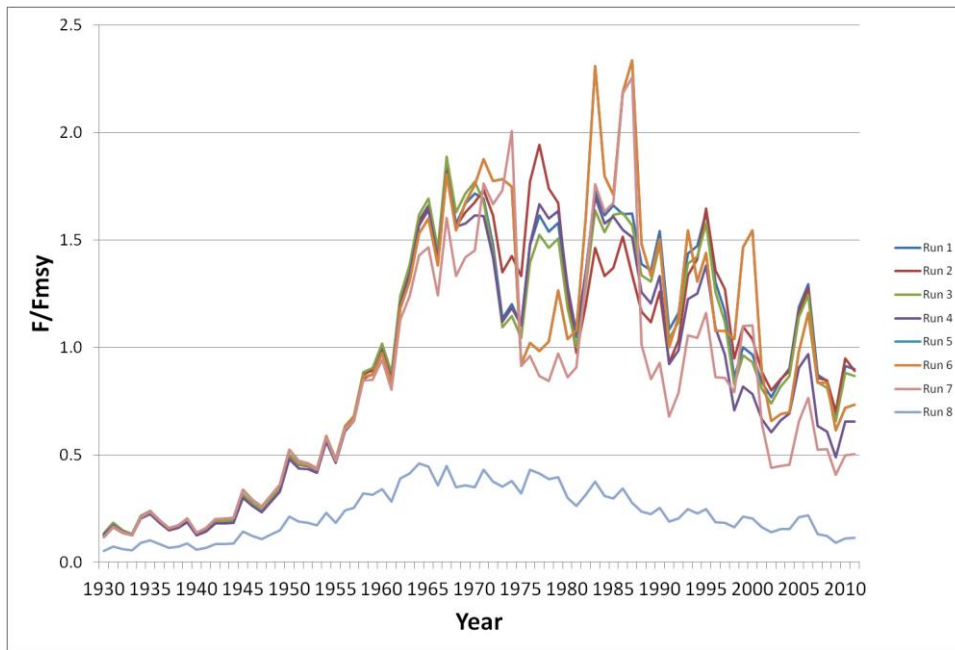


Figure 44. Management benchmark F/F_{MSY} for the ten SS exploratory runs.

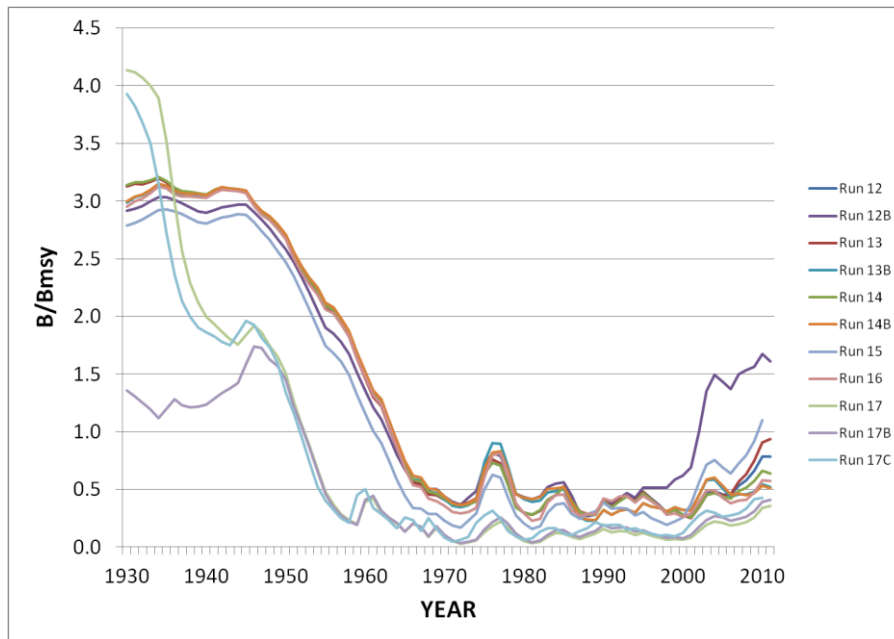


Figure 45. Management benchmark B/B_{MSY} for the eleven post exploratory SS configurations.

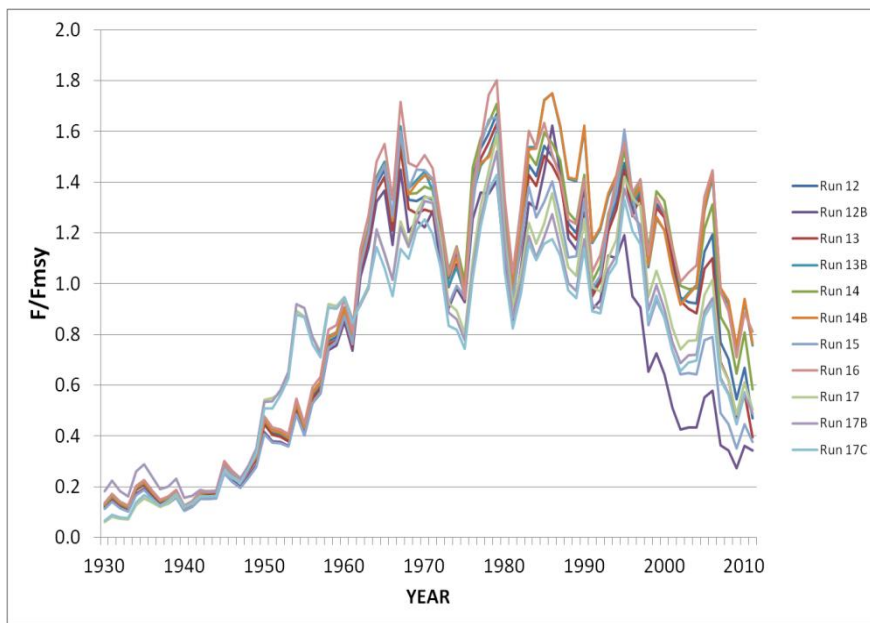


Figure 46. Management benchmark F/F_{MSY} for the eleven post exploratory SS configuration.

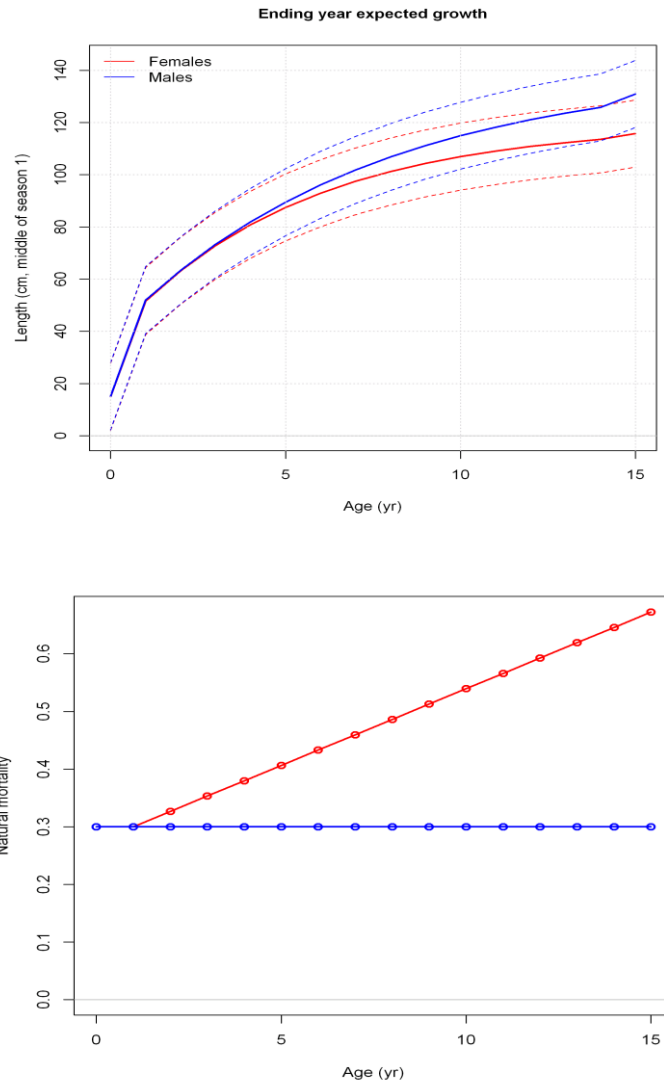


Figure 47. Growth and natural mortality used for SS Run 12.

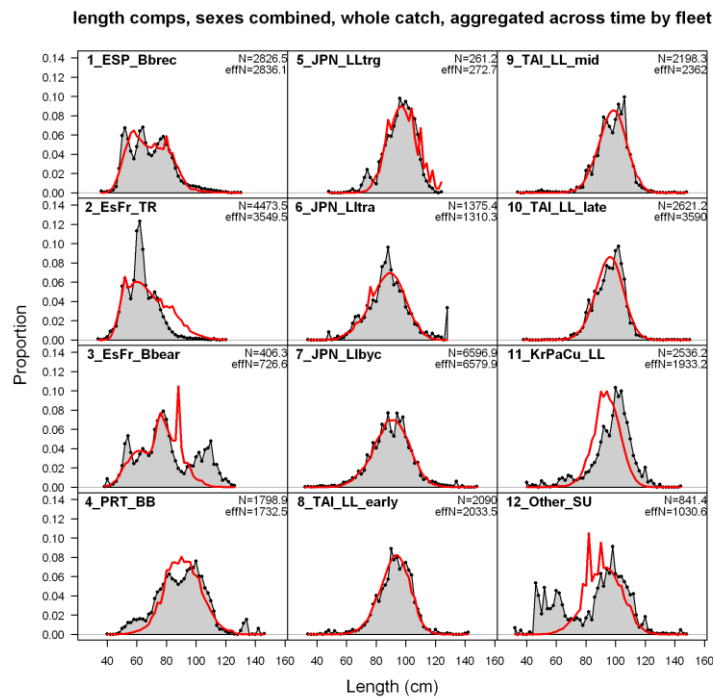
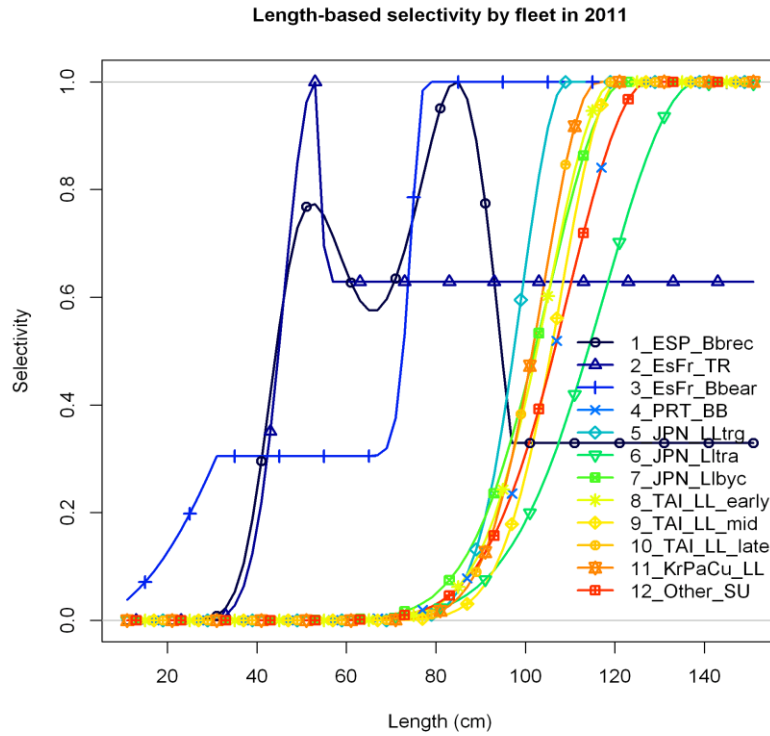


Figure 48. Estimated selectivities and resulting fit to overall length compositions, sexes combined, for SS Run 12. Note that fleets 11 and 12 were not included in the model fit.

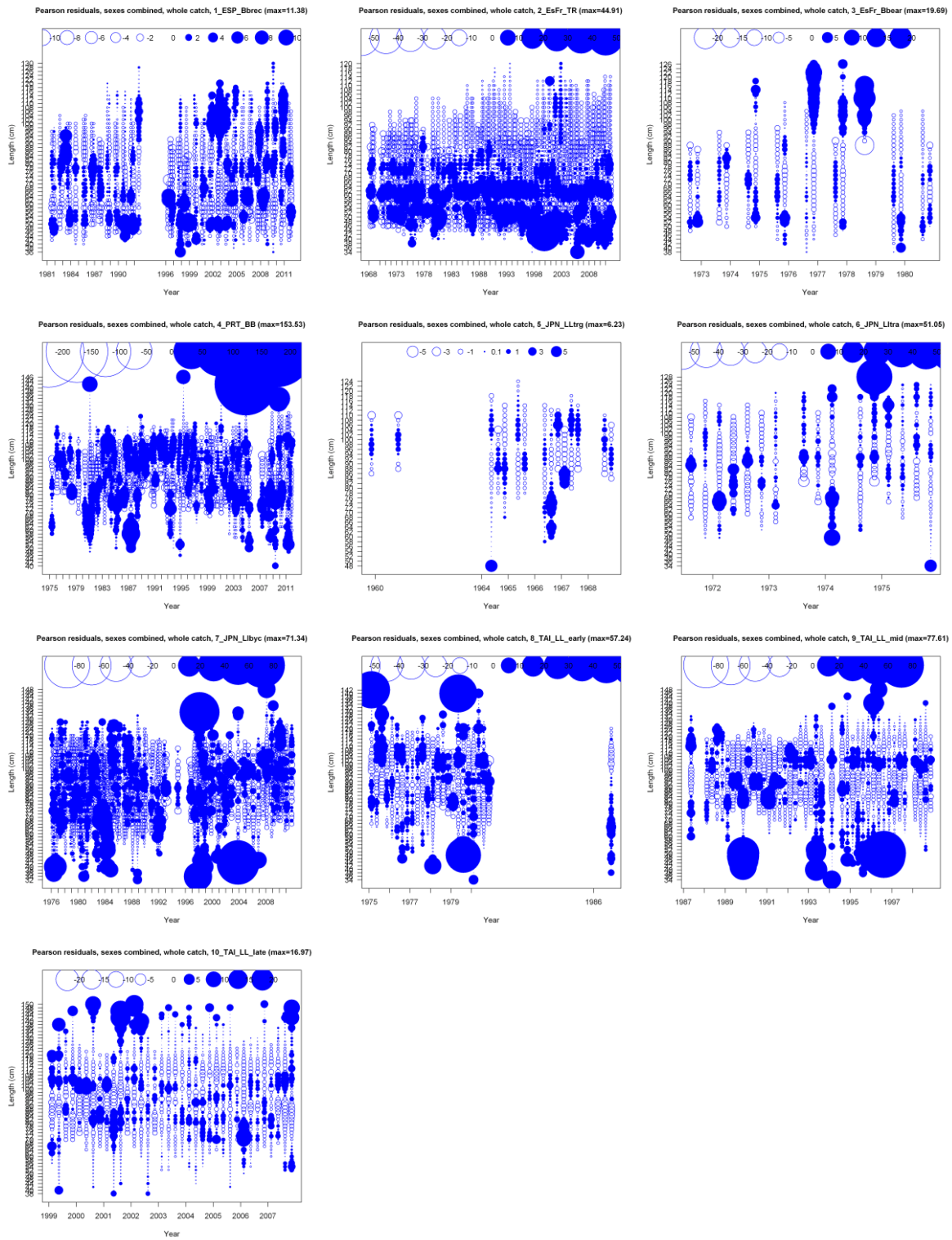


Figure 49. Pearson residuals, sexes combined, for SS Run 12.

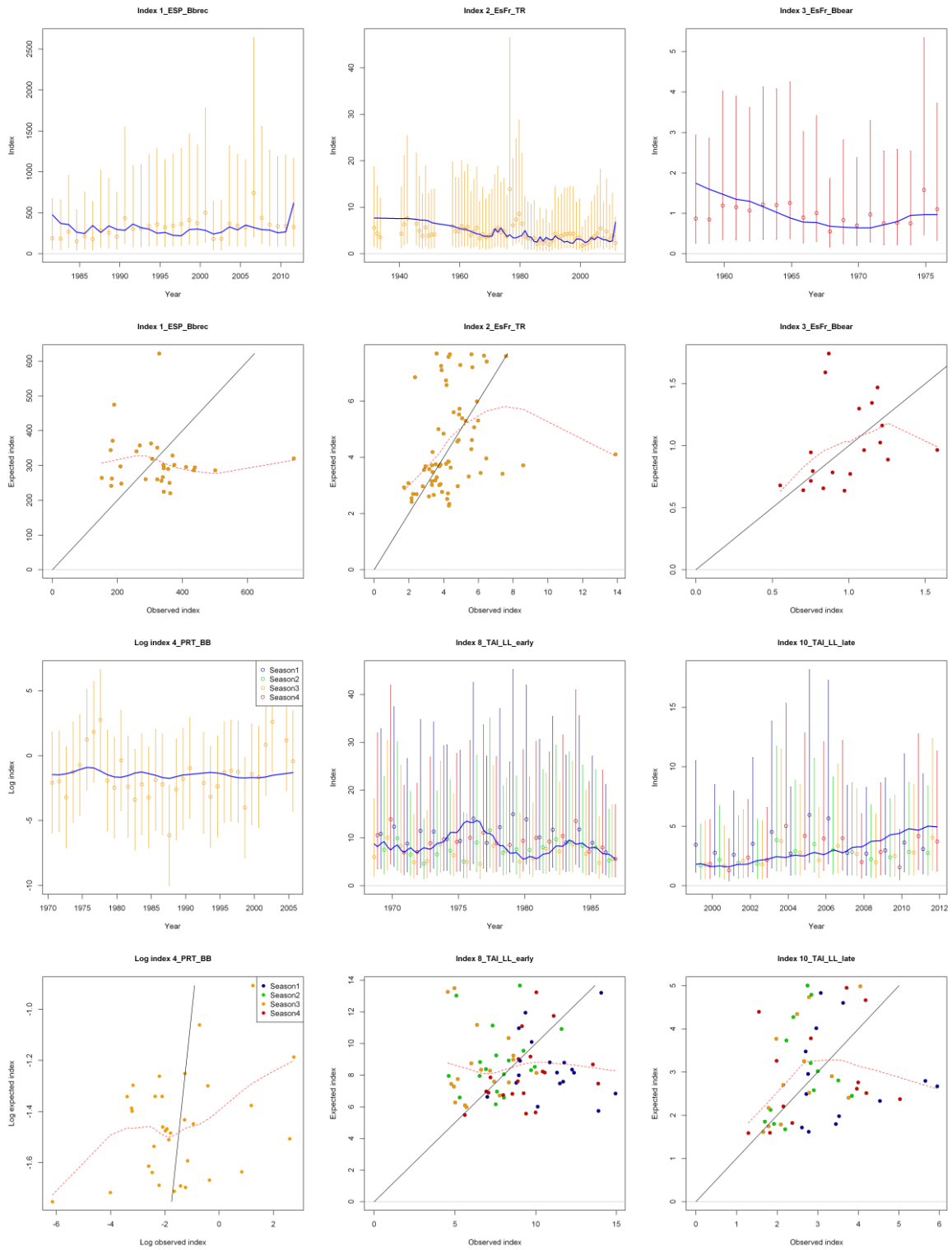


Figure 50. Fit to CPUE time series used in SS Run 12.

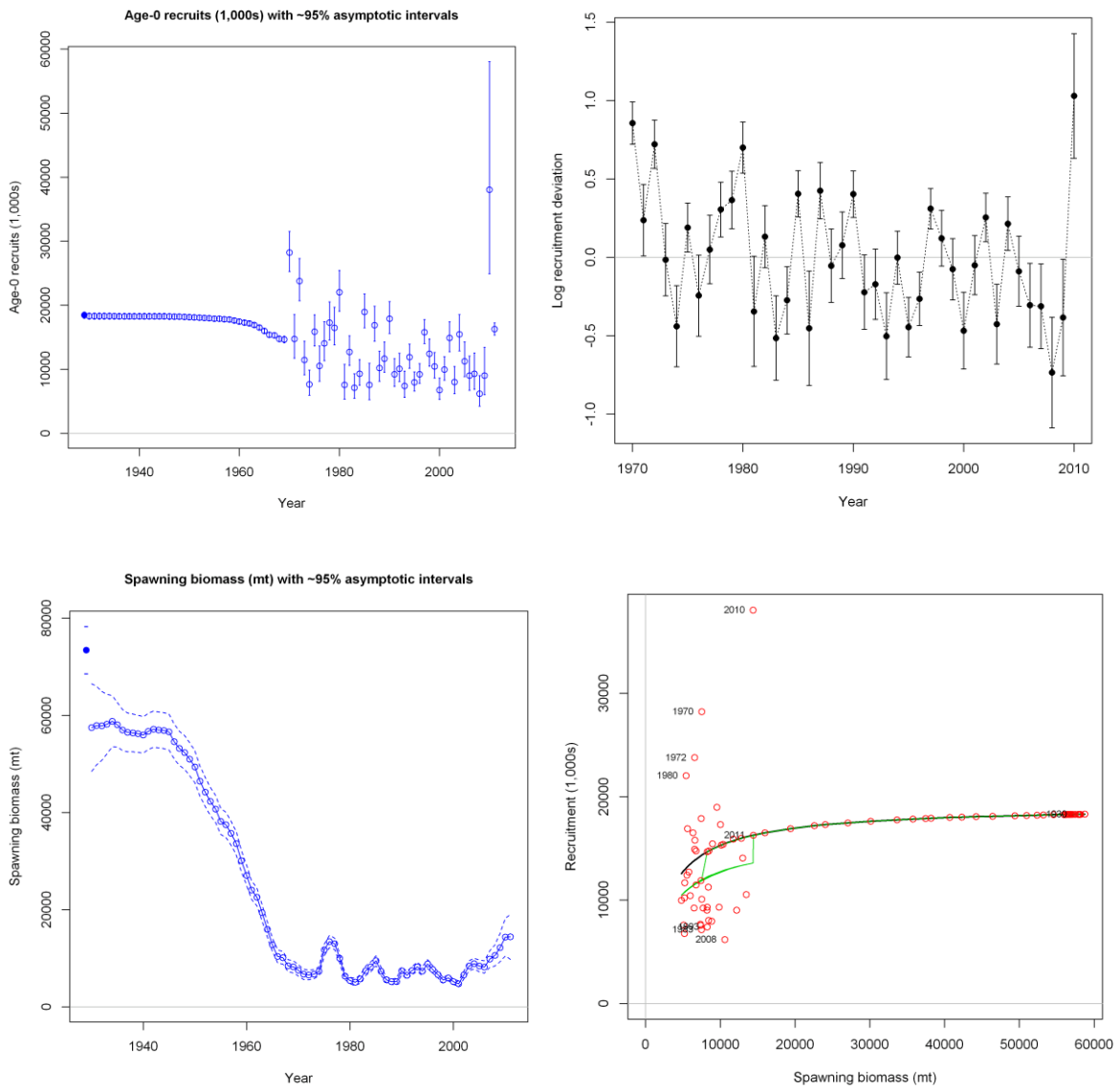


Figure 51. Spawning stock biomass (lower left), recruitment (upper left), stock-recruitment function (lower right), and recruitment residuals (upper right) for SS Run 12.

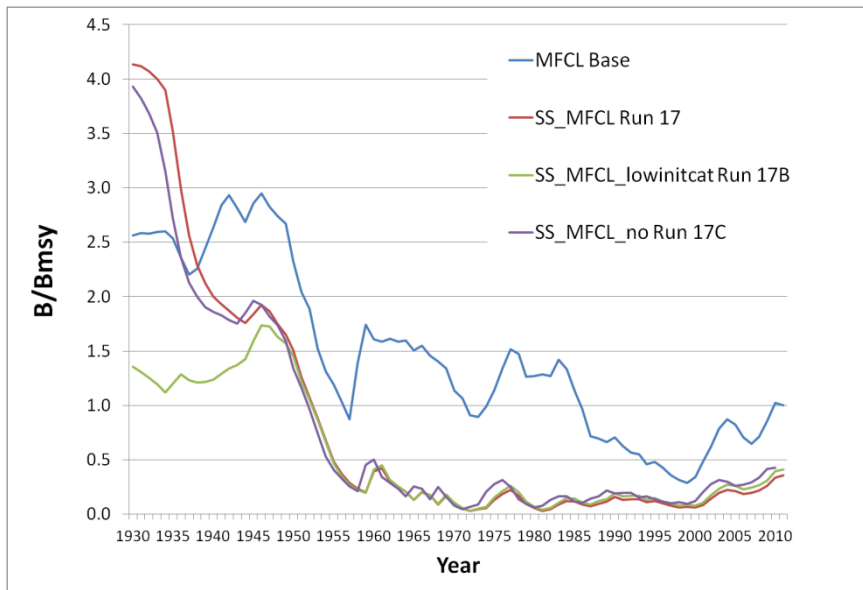


Figure 52. Estimates of B/B_{MSY} for the MFCL base case and SS Runs 17, 17B, and 17C.

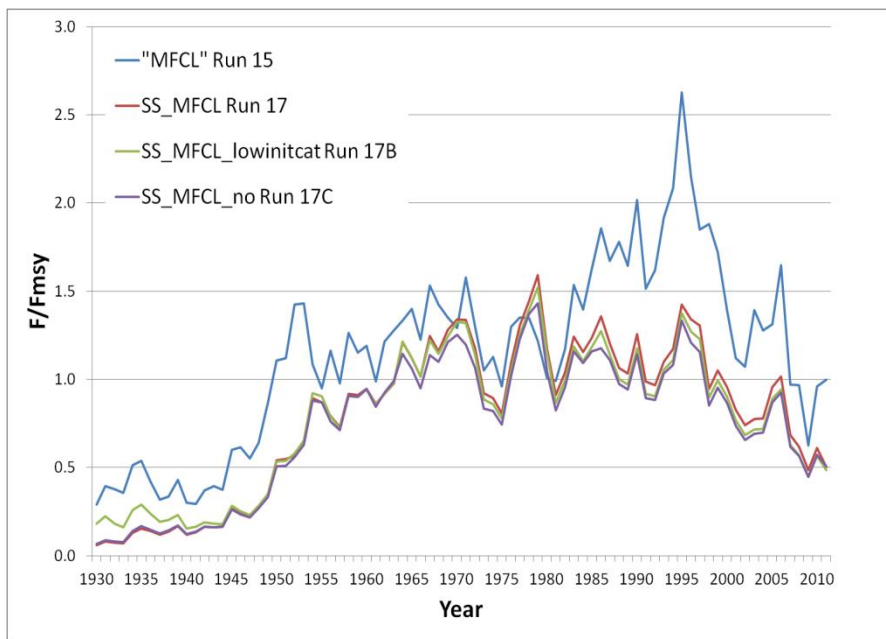


Figure 53. Estimates of F/F_{MSY} for SS Run 15 (the SS "MFCL-like" run), and SS Runs 17, 17B, and 17C.

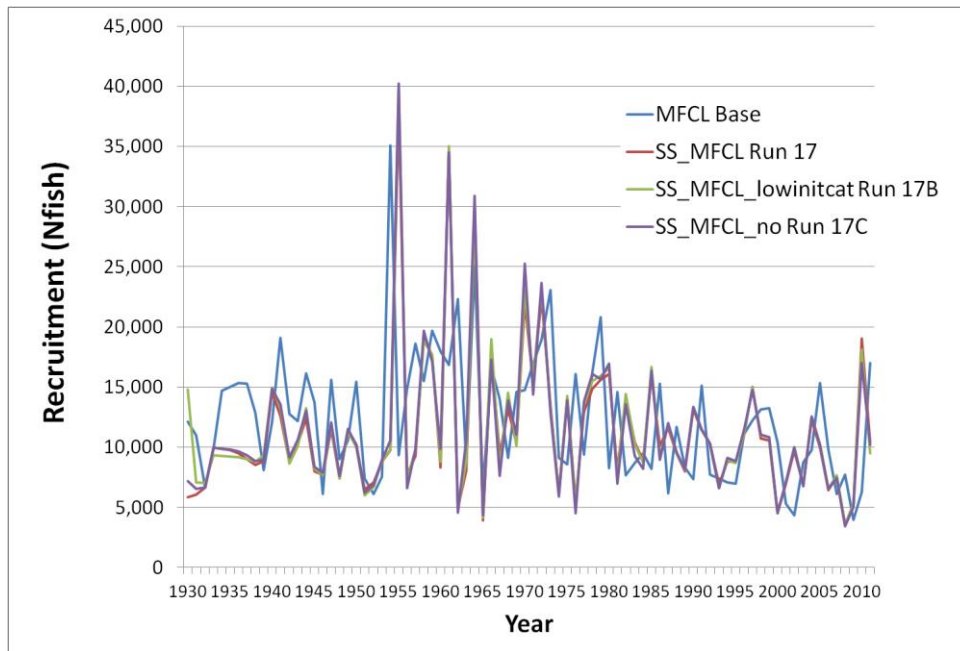


Figure 54. Estimates of recruitment for the MFCL base case and the SS Runs 17, 17B, and 17C.

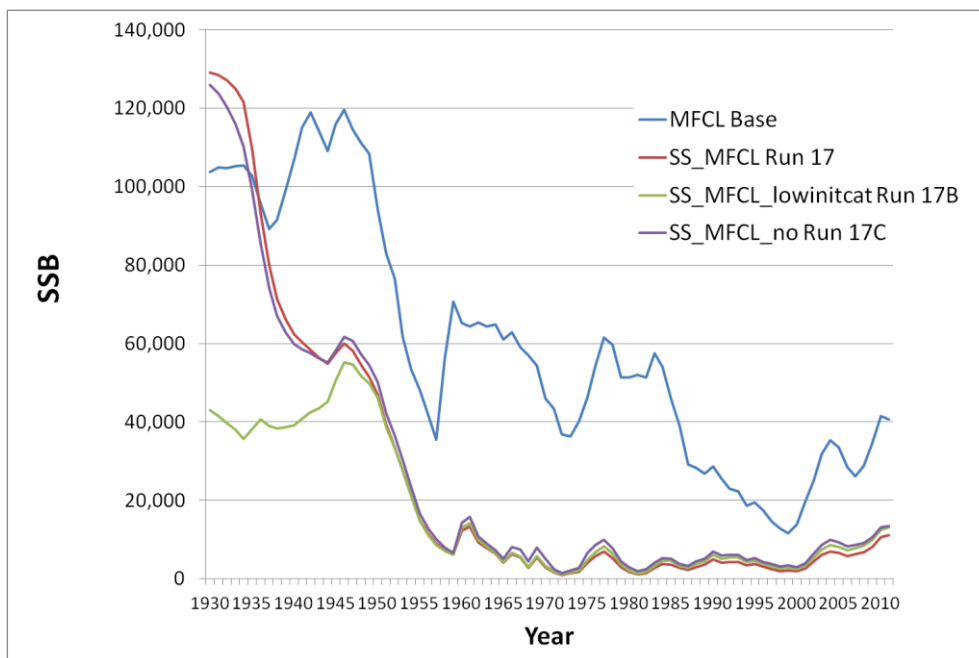


Figure 55. Estimates of spawning stock biomass for the MFCL base case and the SS Runs 17, 17B, and 17C.

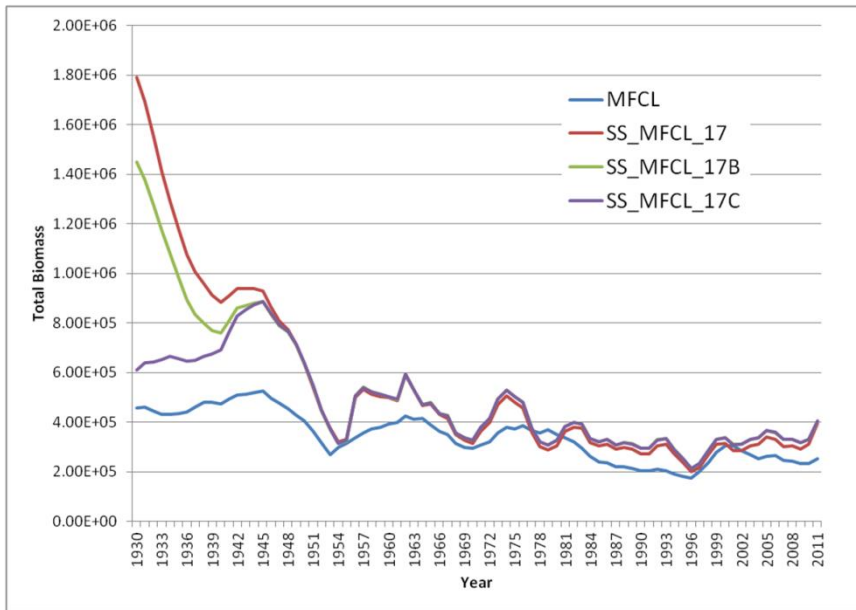


Figure 56. Estimates of total stock biomass for the MFCL base case and the SS Runs 17, 17B, and 17C.

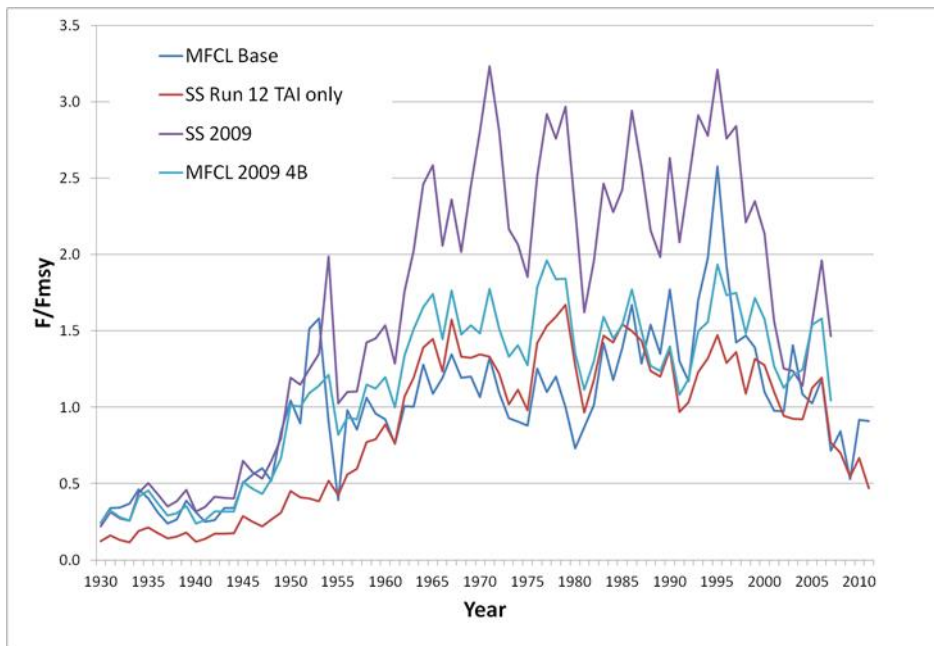


Figure 57. Comparison B/B_{MSY} (top) and F/F_{MSY} (bottom) of the SS MFCL base case, SS Run 12, SS from the 2009 assessment, and MFCL from the 2009 assessment. These represent the final runs considered from SS and MFCL in 2009 and 2013.

Northern Albacore -VPA Results- Base Model

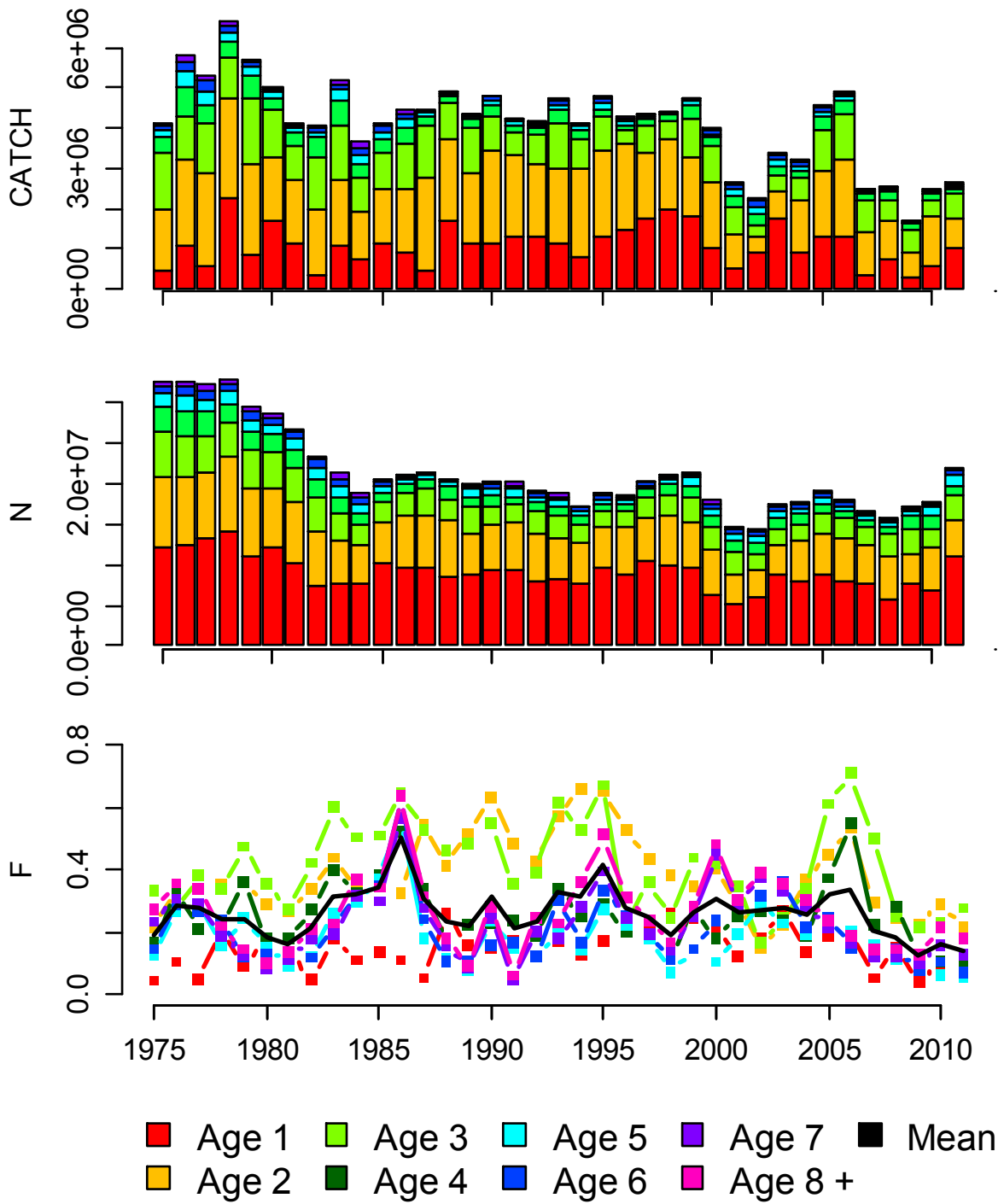


Figure 58. Catch-at-age data, estimated abundance-at-age, and estimated fishing mortality-at-age from the base model virtual population analysis of North Atlantic albacore.

Northern Albacore -VPA Results- Base Model

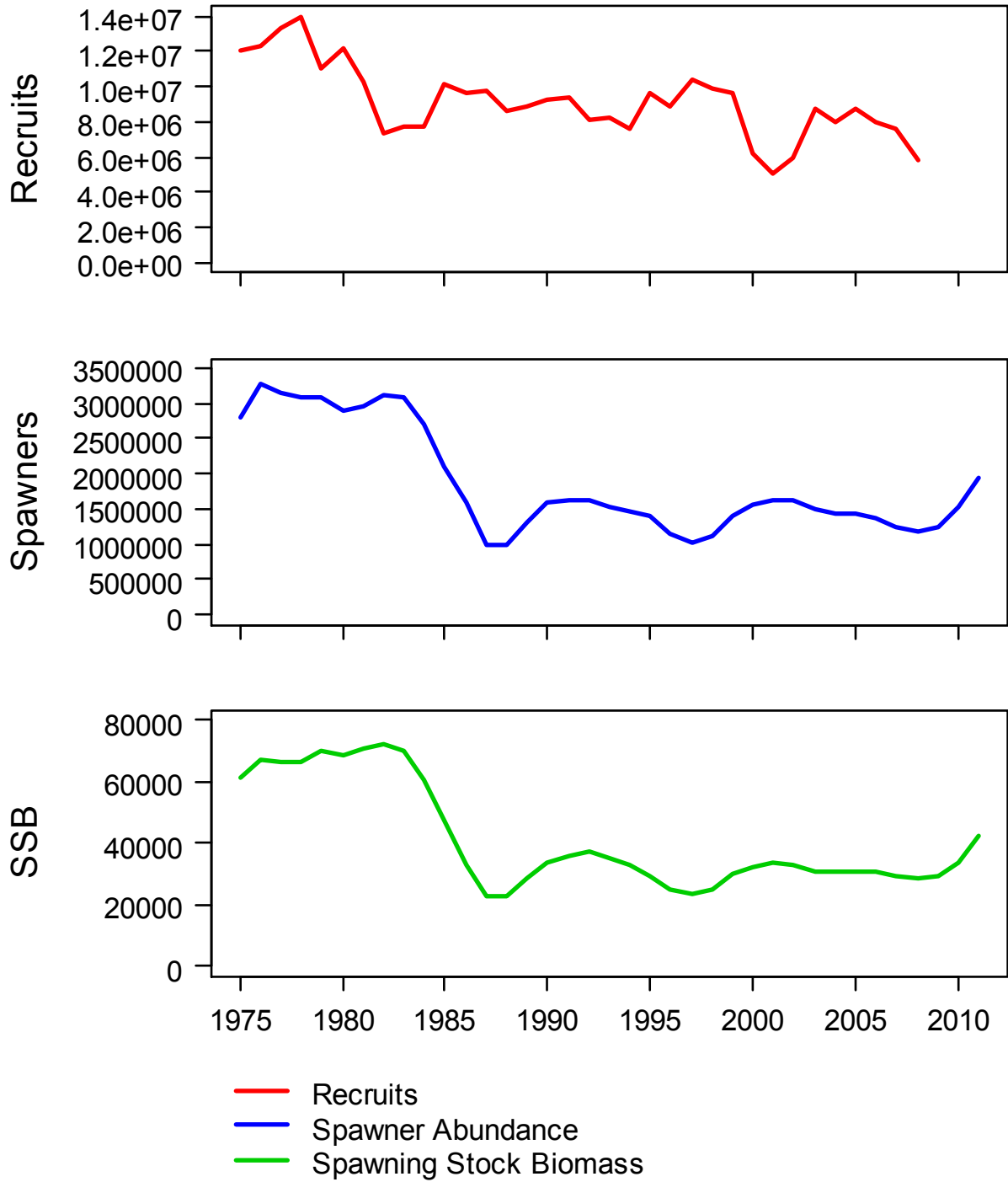


Figure 59. Estimated recruitment, spawning stock abundance, and spawning stock biomass from the virtual population analysis base model of North Atlantic albacore.

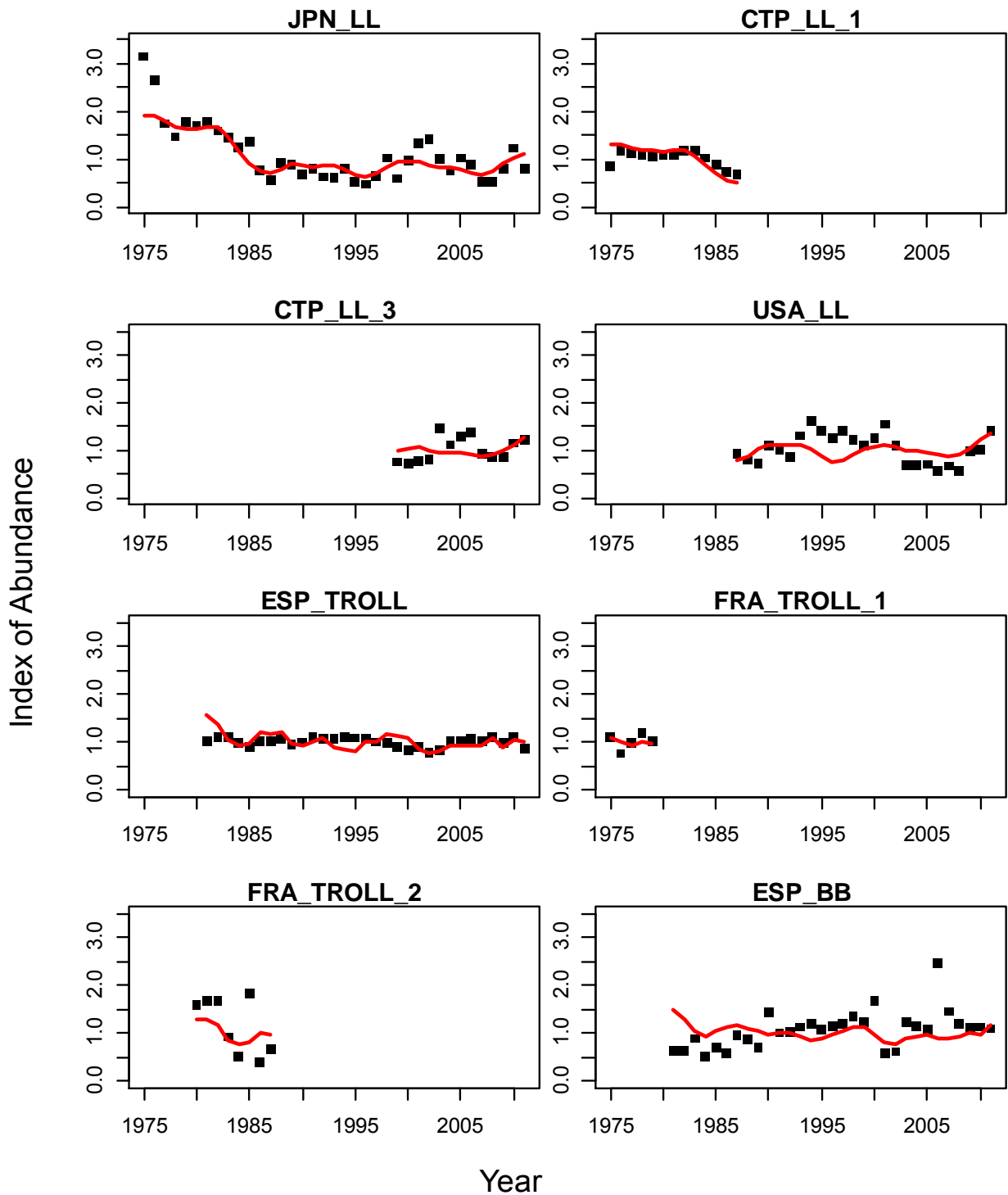


Figure 60. Virtual population analysis base model fits to indices of abundance of north Atlantic albacore. JPN_LL = Japan longline, CTP_LL_1 = Chinese Taipei longline period 1, CTP_LL_3 = Chinese Taipei longline period 3, USA_LL = United States longline, ESP_TROLL = Spain troll, FRA_TROLL = French troll, ESP_BB = Spain baitboat.

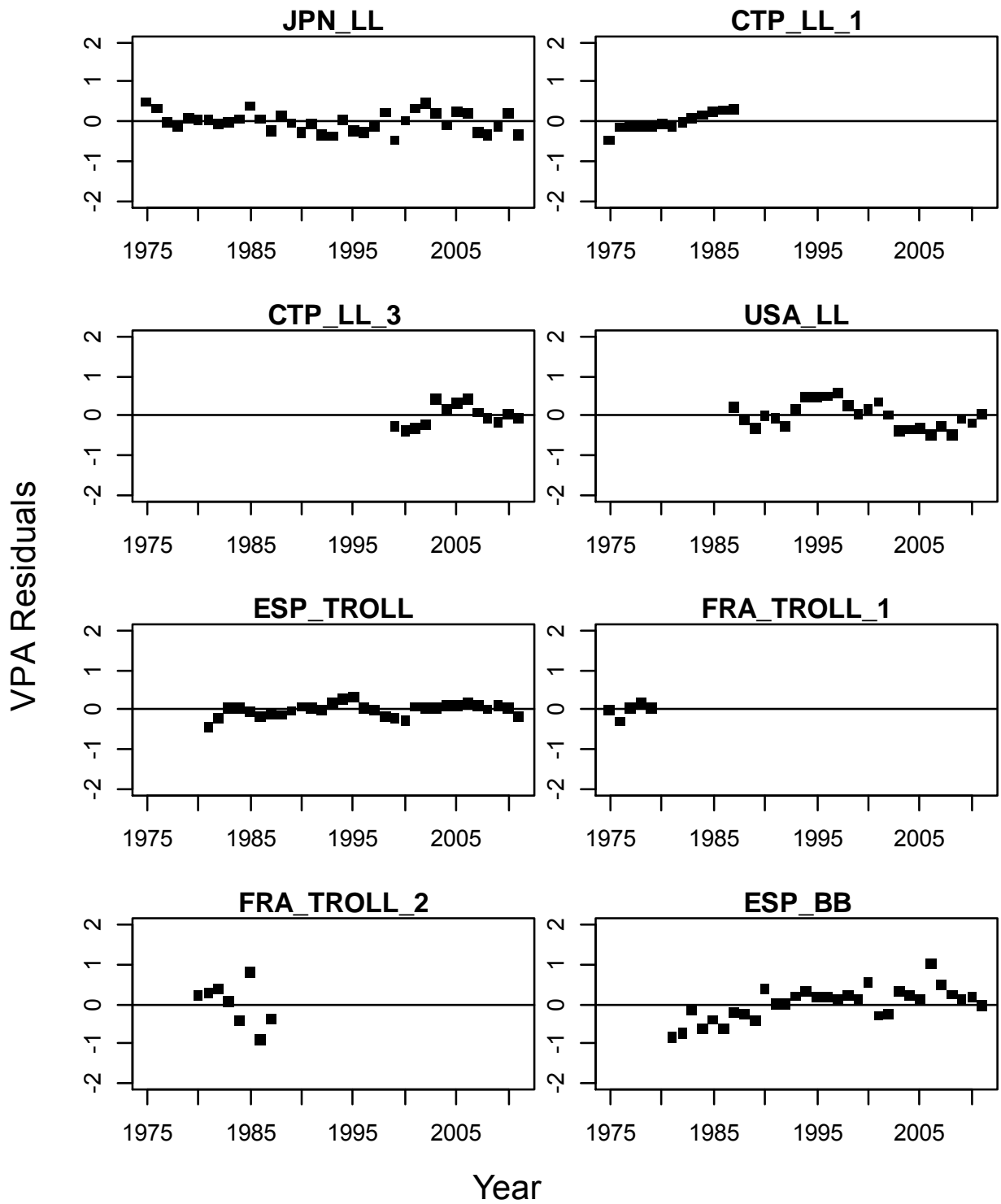


Figure 61. Residual error for VPA base model fitting to indices of abundance.

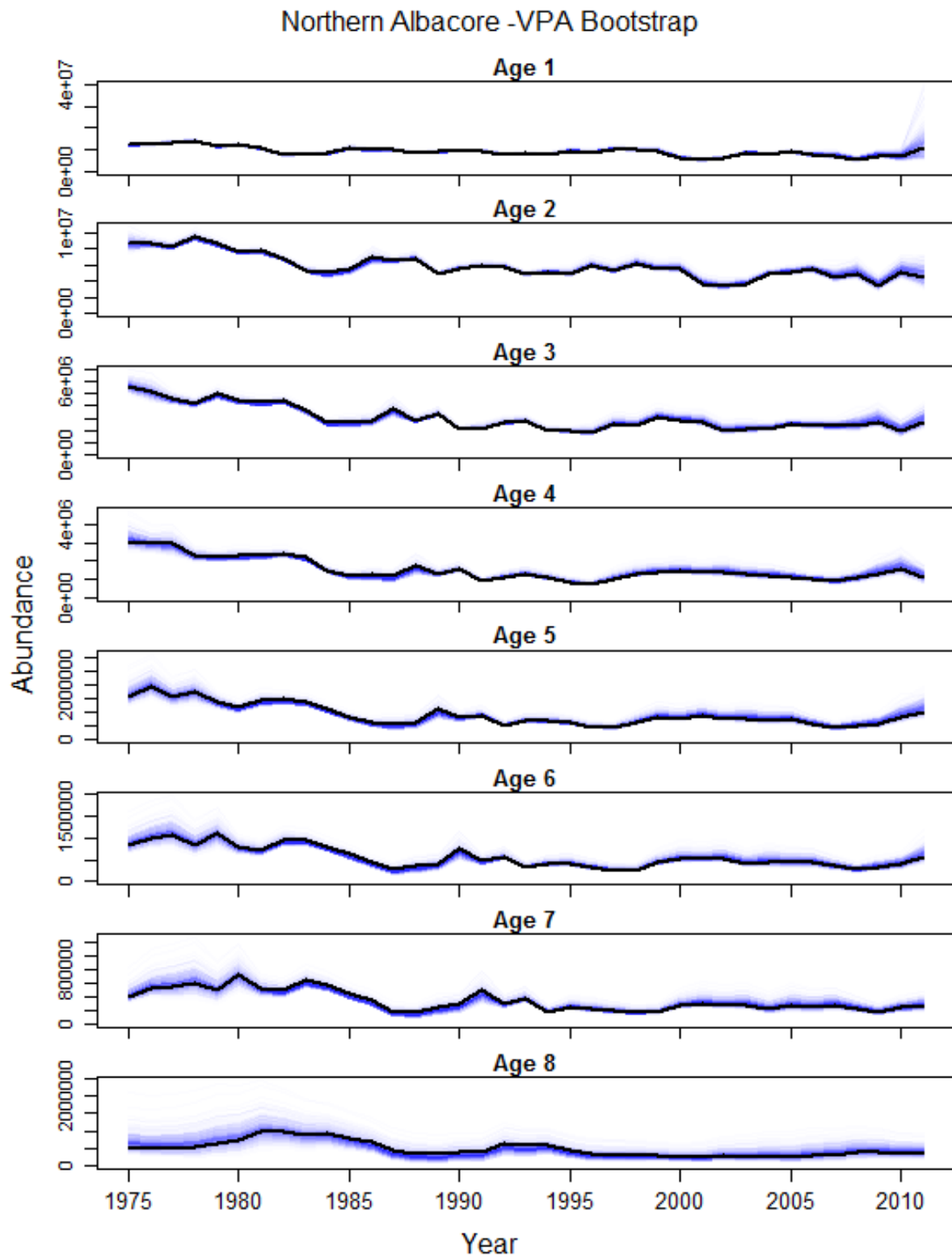


Figure 62. Bootstrap analysis of North Atlantic albacore VPA base model estimates of abundance-at-age. Black line shows the deterministic run, bootstraps are shown as blue lines.

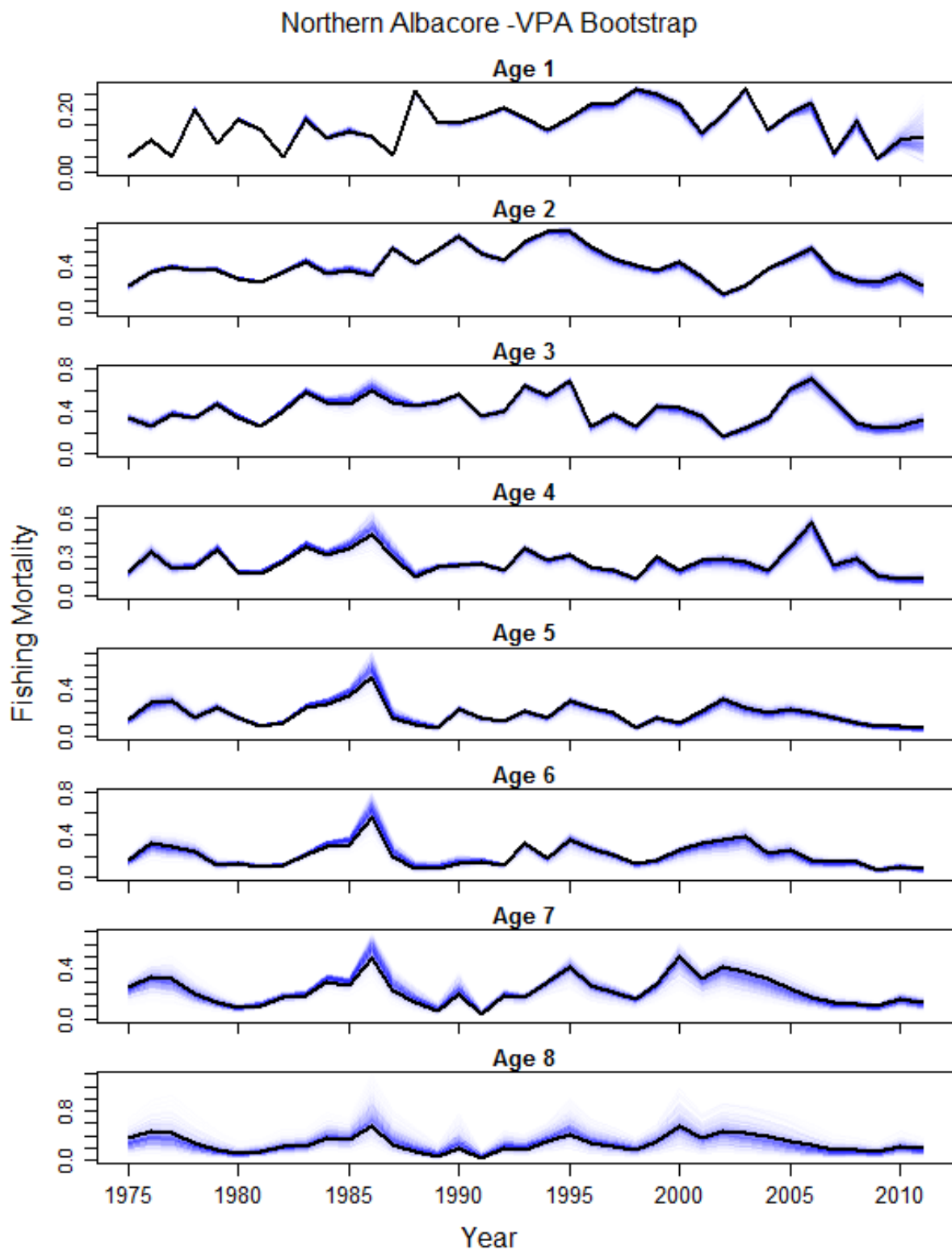


Figure 63. Bootstrap analysis of North Atlantic albacore VPA base model estimates of fishing mortality-at-age. Black line shows the deterministic run, bootstraps are shown as blue lines.

Northern Albacore -VPA Results- Mortality Sensitivity

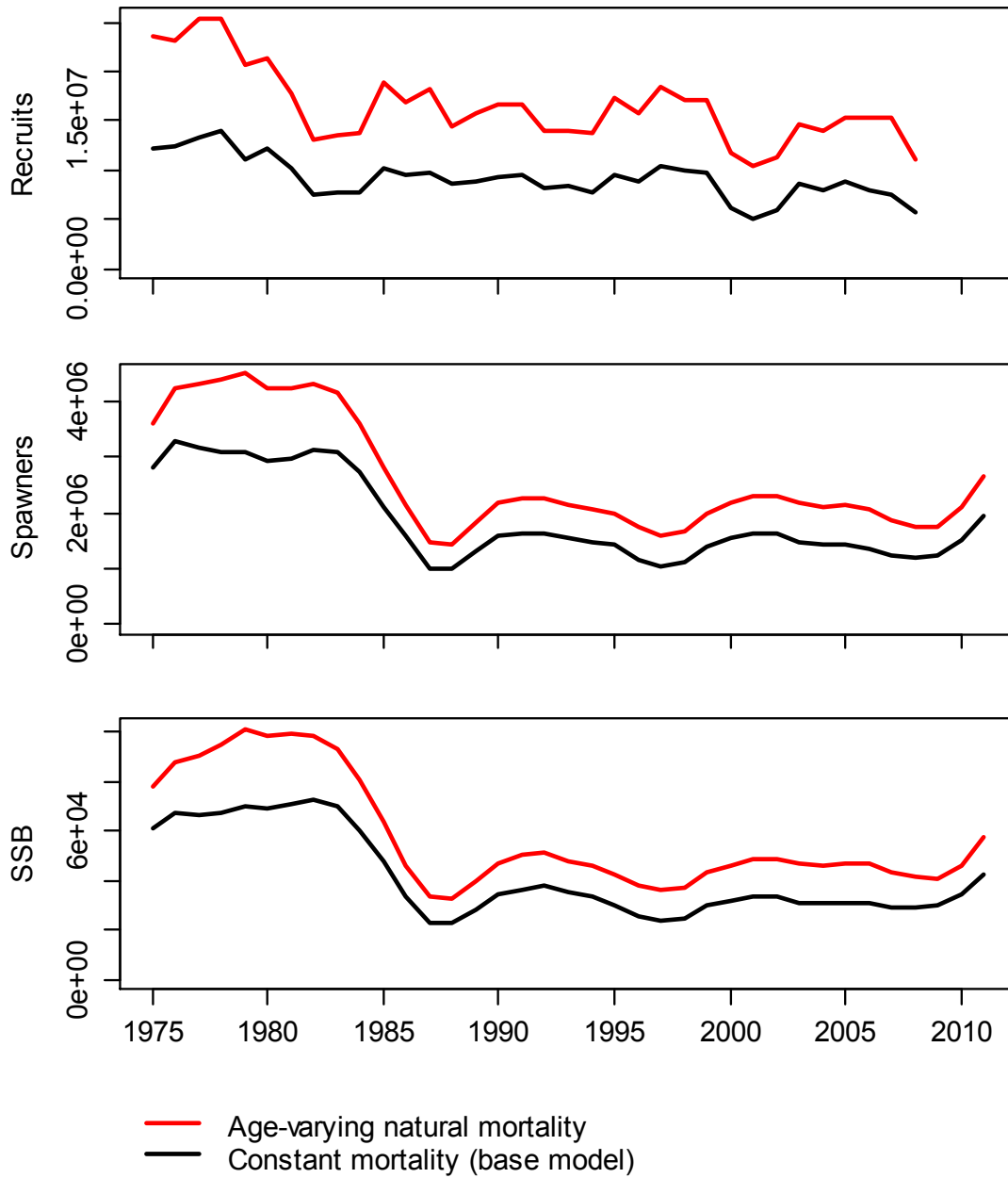


Figure 64. Virtual population analysis of North Atlantic albacore natural mortality sensitivity analysis. Age-varying mortality: Age-1=0.63, Age-2=0.46, Age-3=0.38, Age-4=0.34, Age-5=0.31, Age-6=0.29, Age-7=0.31, Age-8+=0.50; constant natural mortality = 0.3 across ages.

Northern Albacore -VPA Results- Indices Jackknife

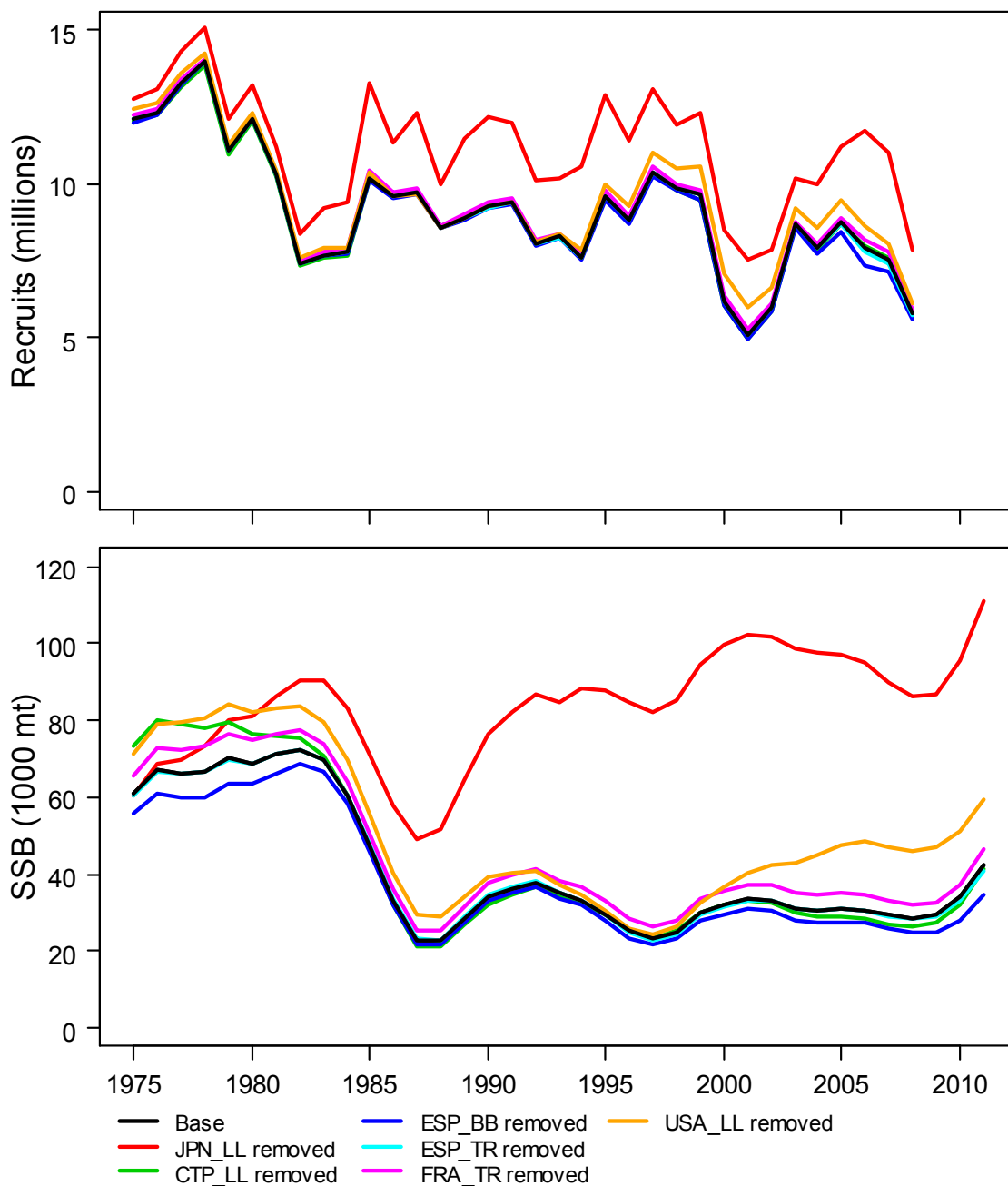


Figure 65. Virtual population analysis of North Atlantic albacore indices sensitivity analysis. JPN_LL = Japan longline, CTP_LL = Chinese Taipei longline, USA_LL = United States longline, ESP_TROLL = Spain troll, FRA_TROLL = French troll, ESP_BB = Spain baitboat.

Northern Albacore -VPA Results- Retrospective Analysis

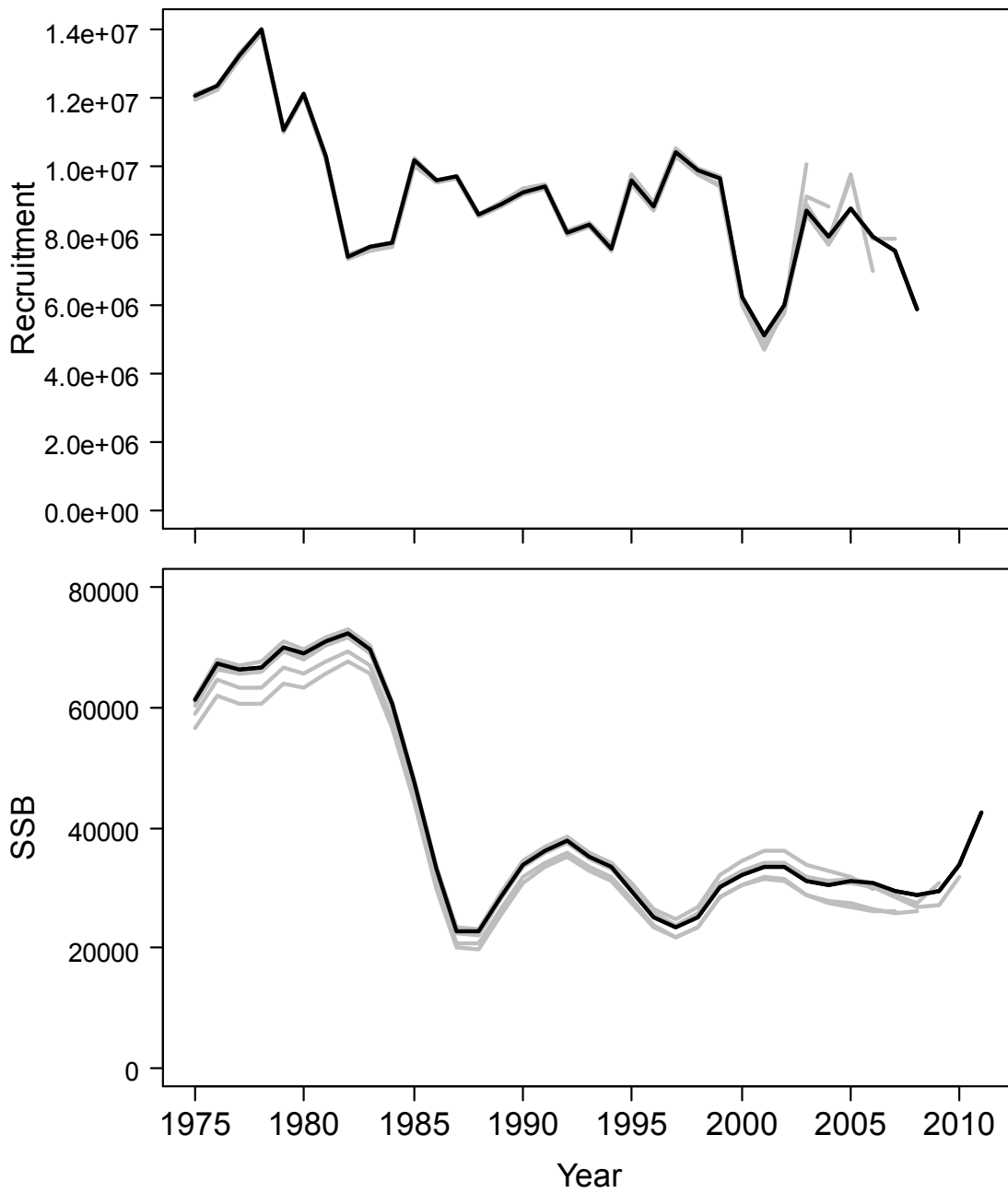


Figure 66. Retrospective sensitivity analysis of estimated recruitment and spawning stock biomass (SSB) from the VPA base model of North Atlantic albacore, iteratively removing 1 to 5 most recent years of data.

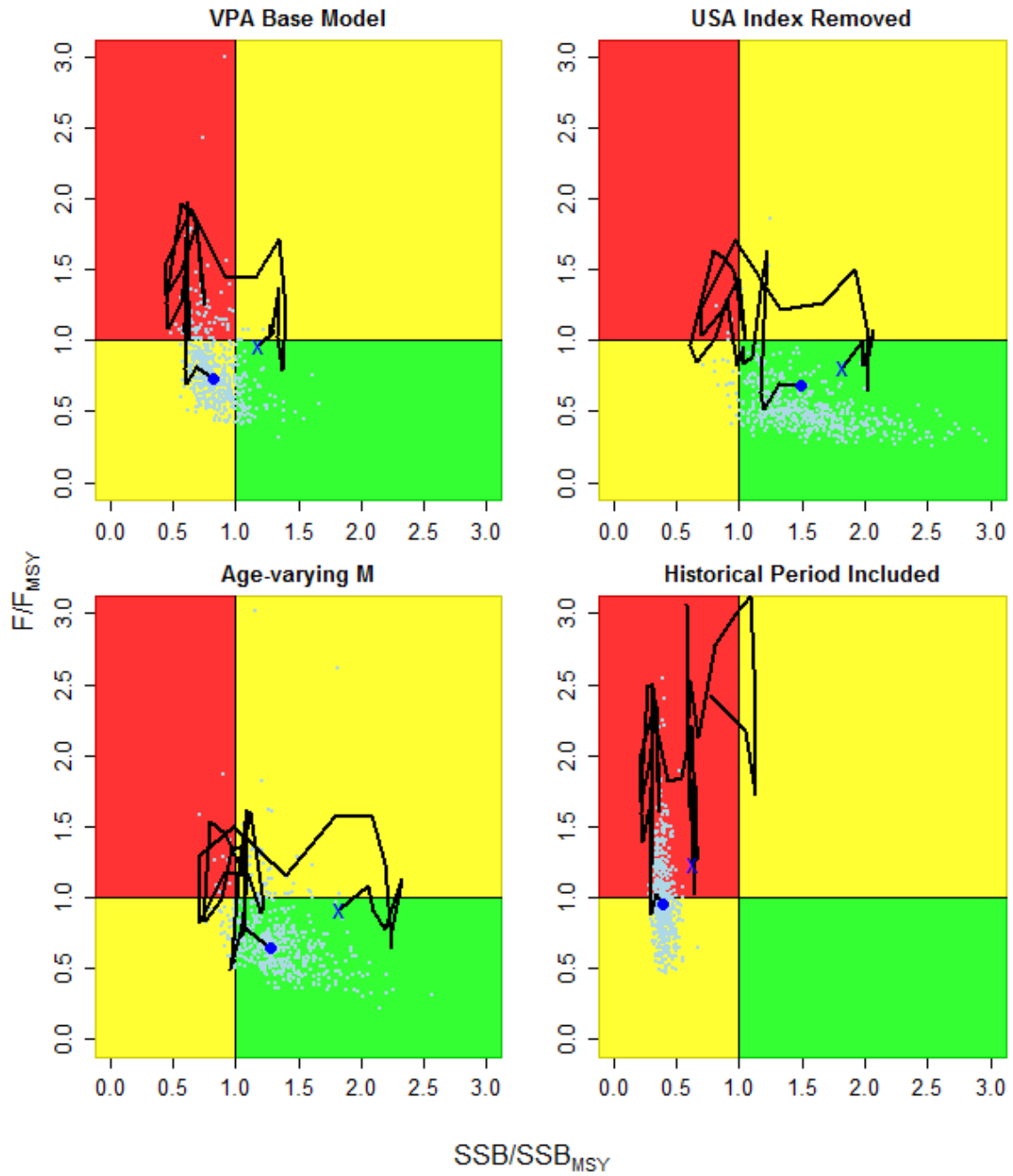


Figure 67. Kobe phase plot of North Atlantic albacore stock status from the VPA model. The blue “X” indicates the stock status at the beginning of the time series, the blue point indicates the stock status in 2011, and the light blue points show the stock status estimates from bootstrap iterations.

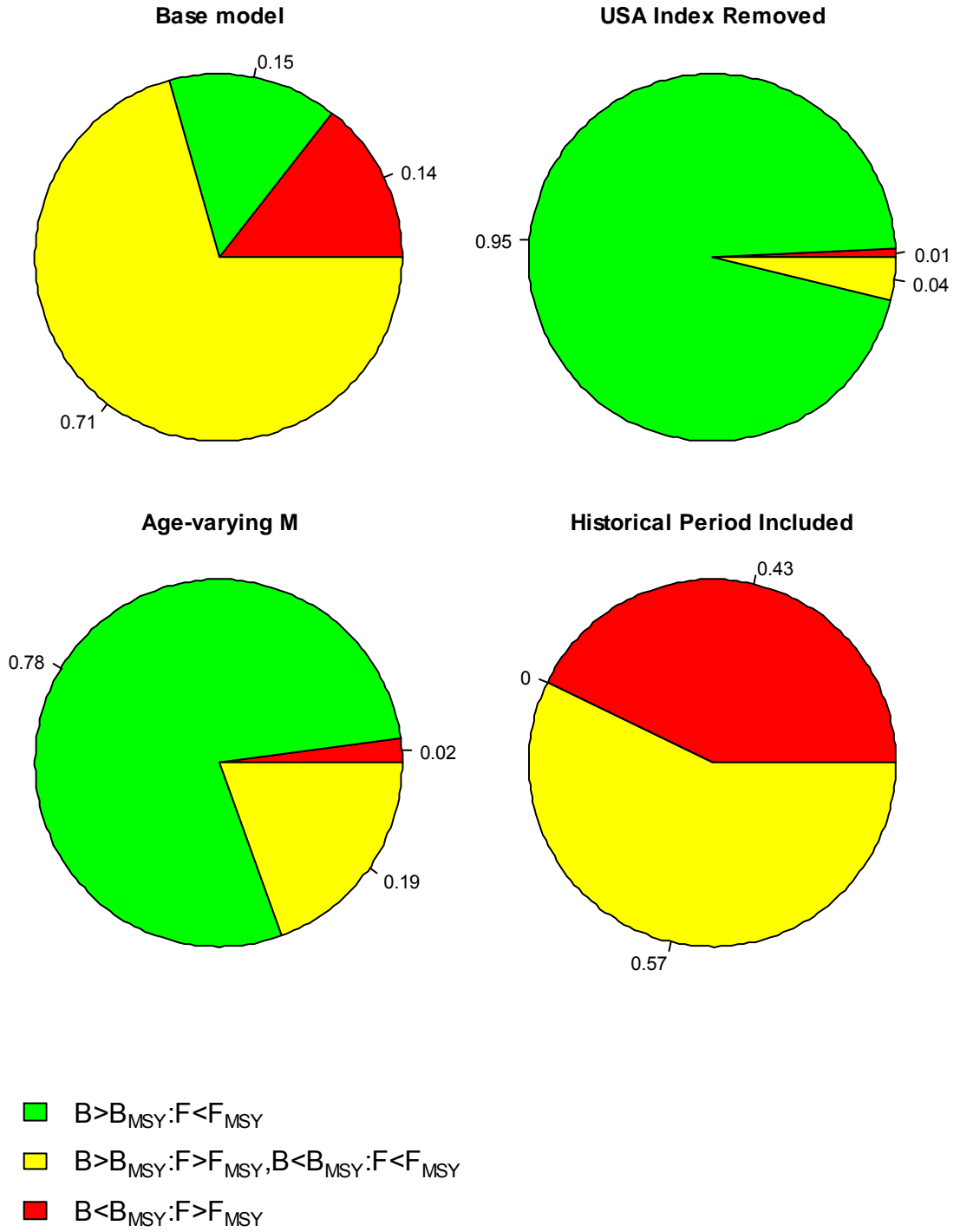


Figure 68. Kobe phase chart illustrating the relative probability of the stock status of North Atlantic albacore from the VPA model.

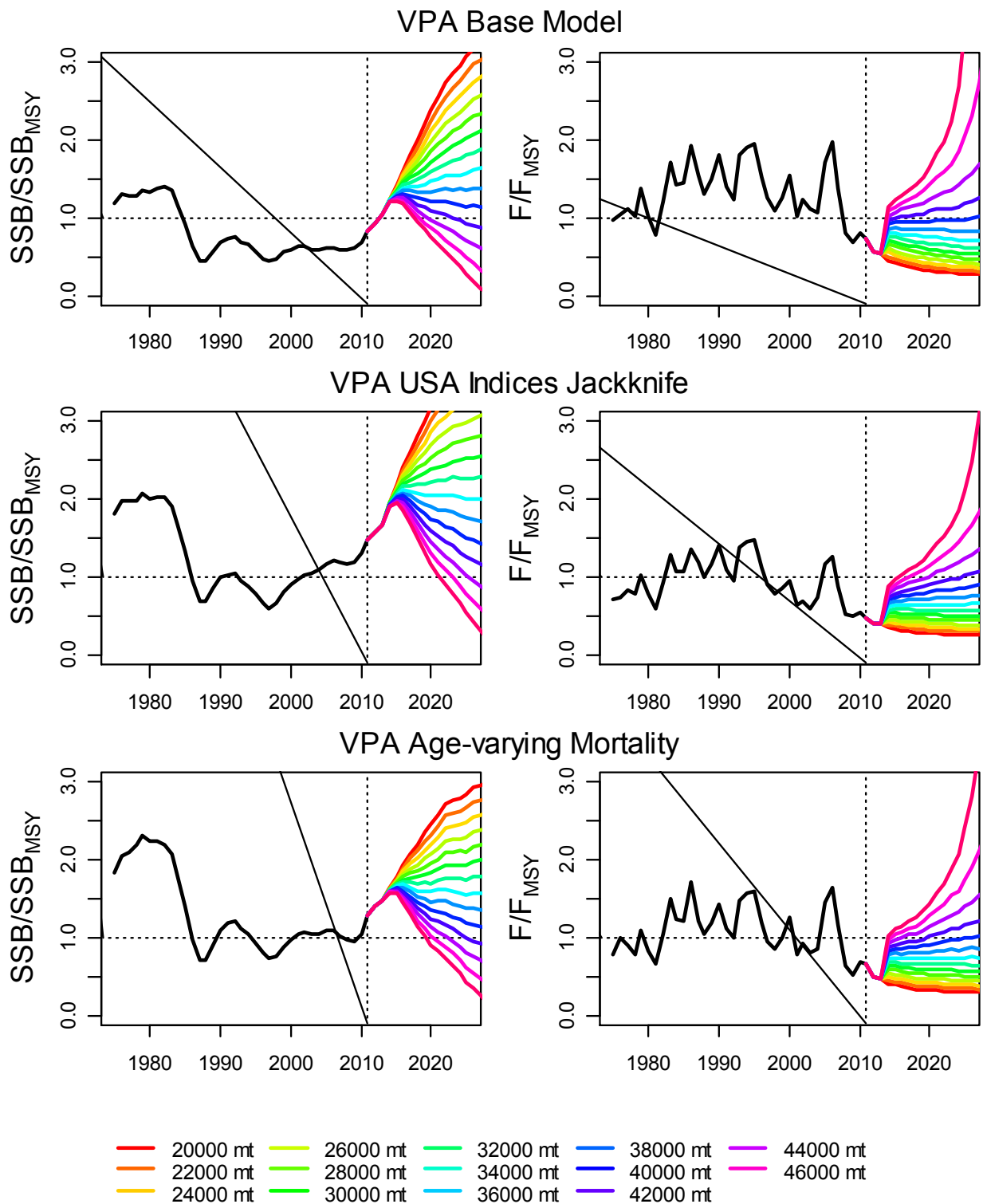


Figure 69. Projections of North Atlantic albacore stock status from the VPA models. From top to bottom: base model, base model with the U.S. longline indices removed, and base model with age-dependent natural mortality.

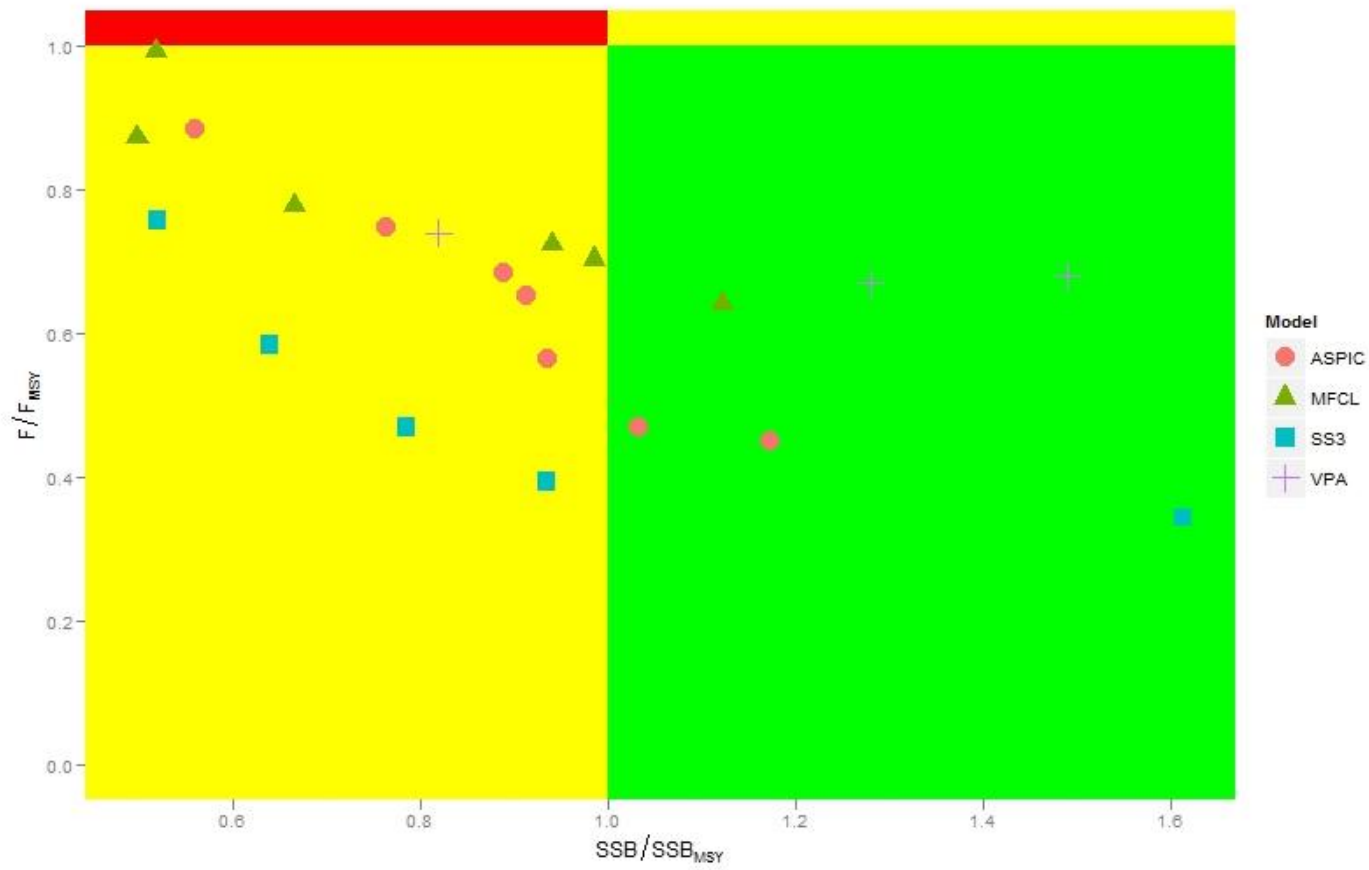


Figure 70. Summary of stock status estimates using different models and runs.

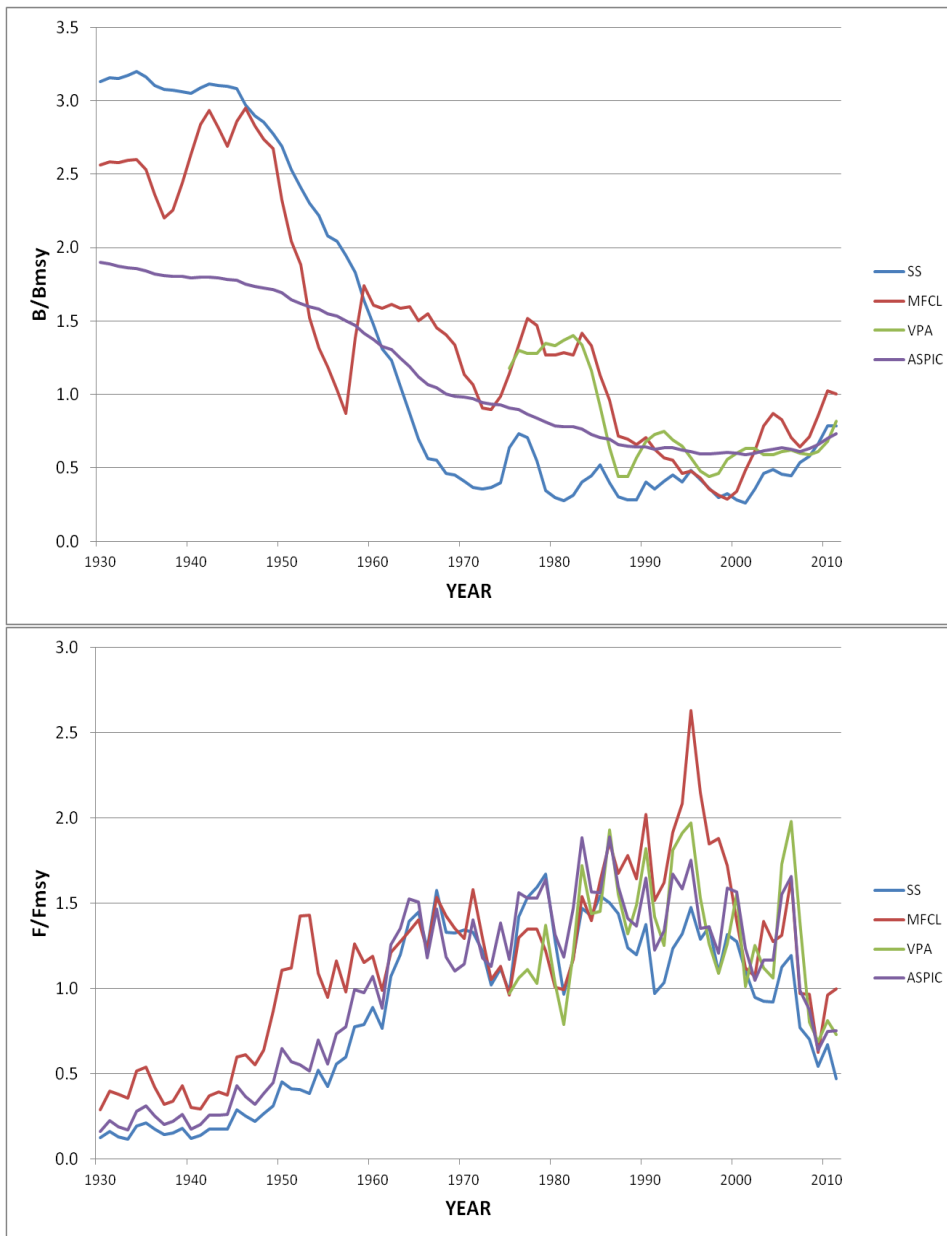


Figure 71. Comparison SSB/SSB_{MSY} (top) and F/F_{MSY} (bottom) of the base case models from the four modeling platforms. In the case of ASPIC, run 5 is represented, which includes all CPUE series.

VPA Retrospective Projection

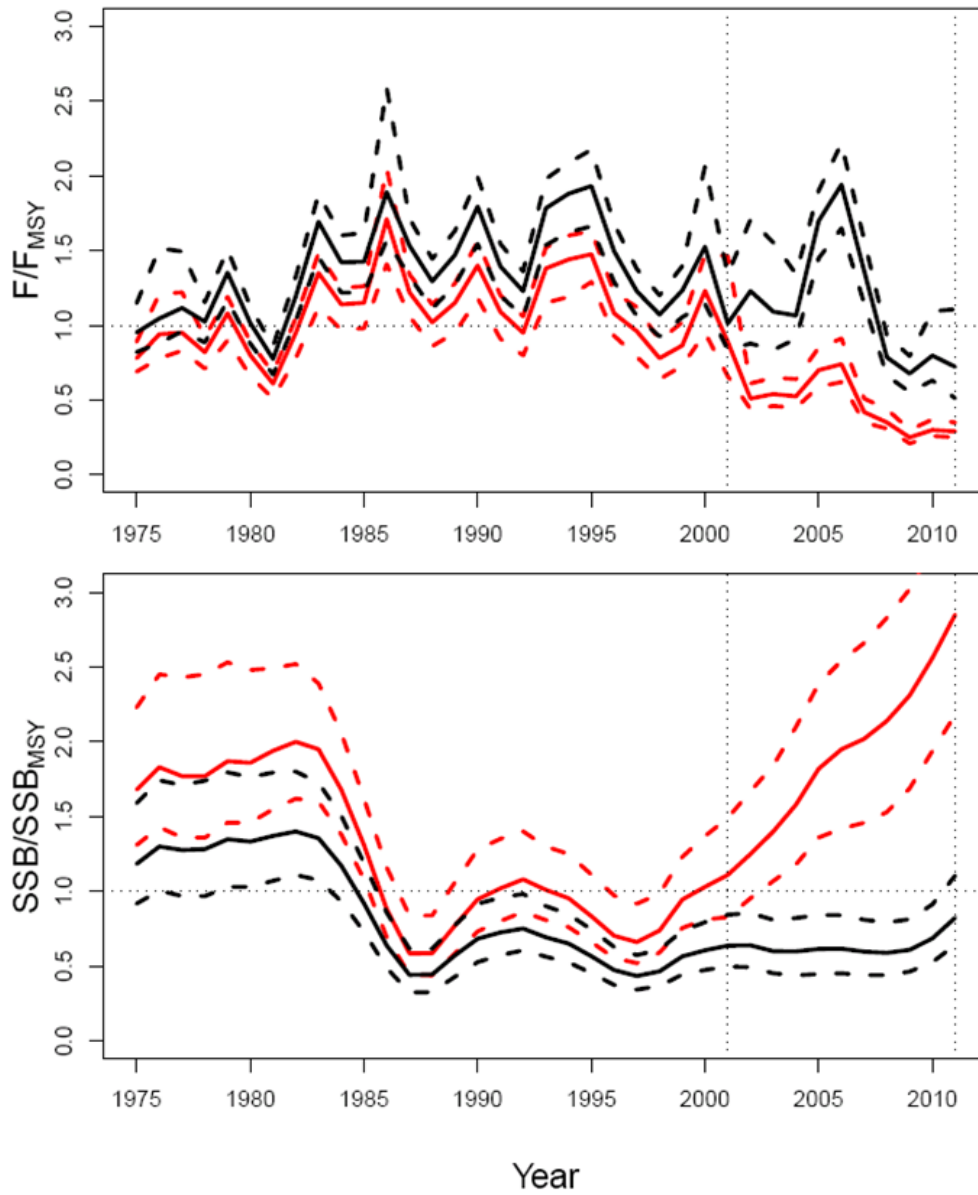


Figure 72. Retrospective projection from VPA analysis.

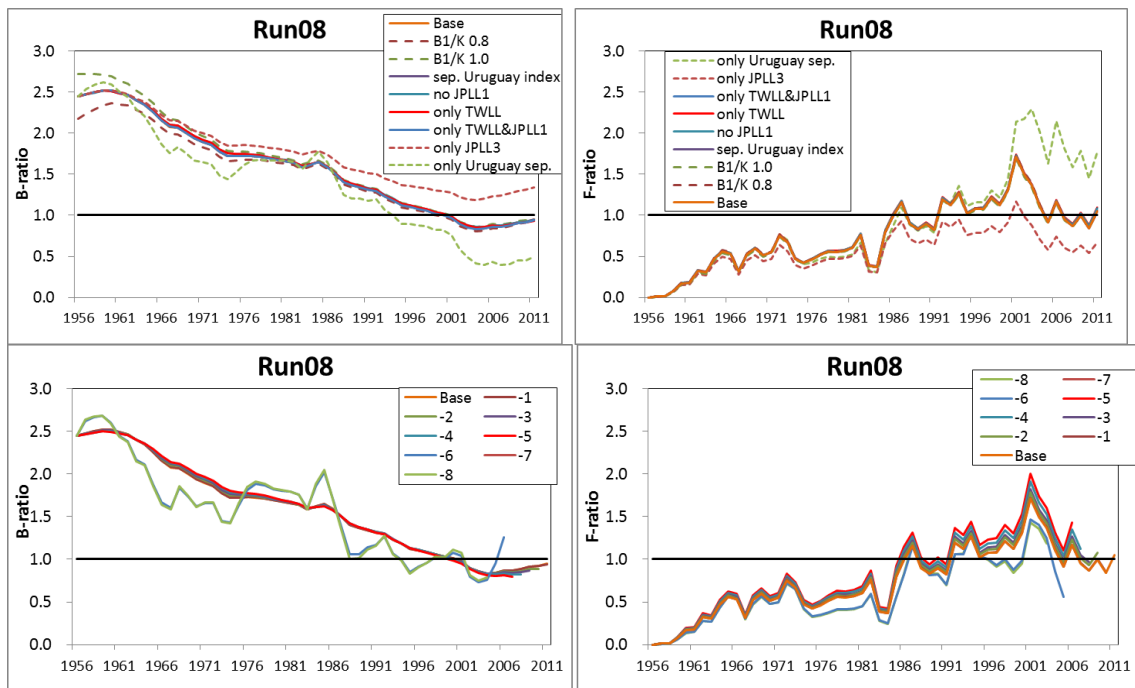


Figure 73. Results of sensitivity and retrospective analyses for ASPIC Run08 for South Atlantic albacore.

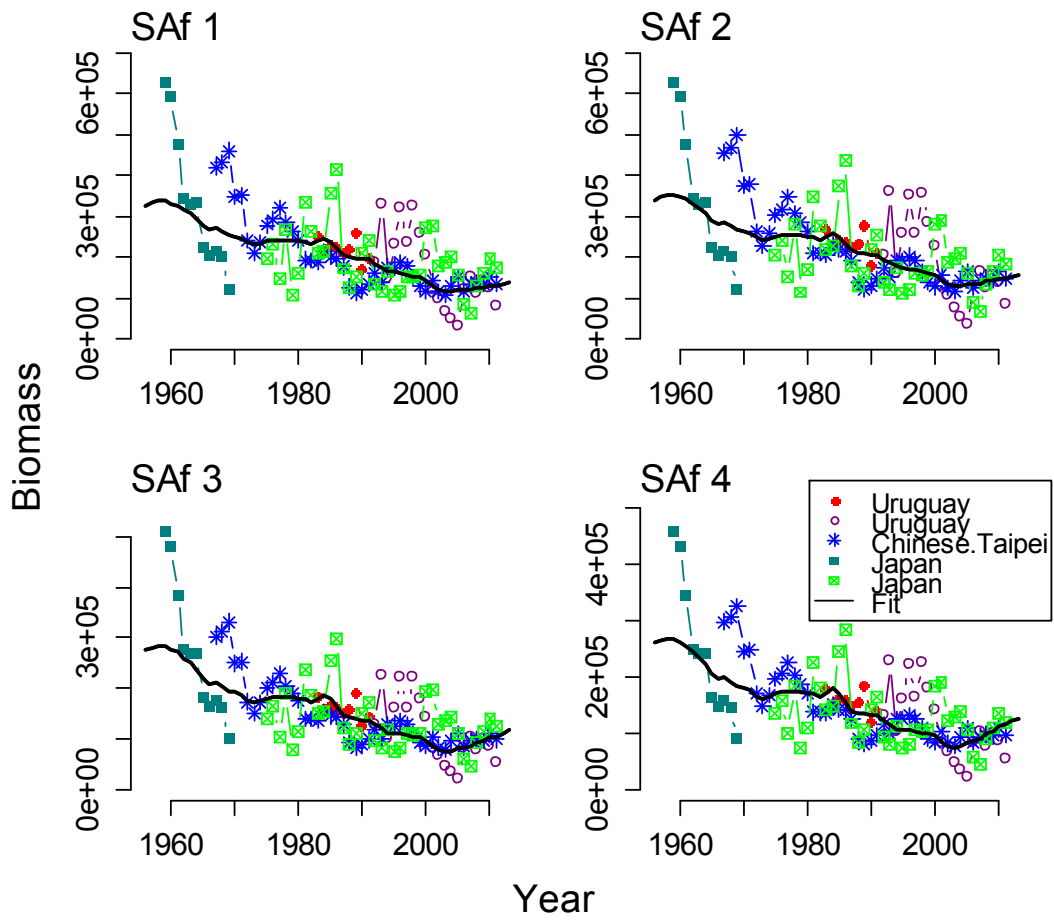


Figure 74. Fit of the BSP model to the four base case scenarios.

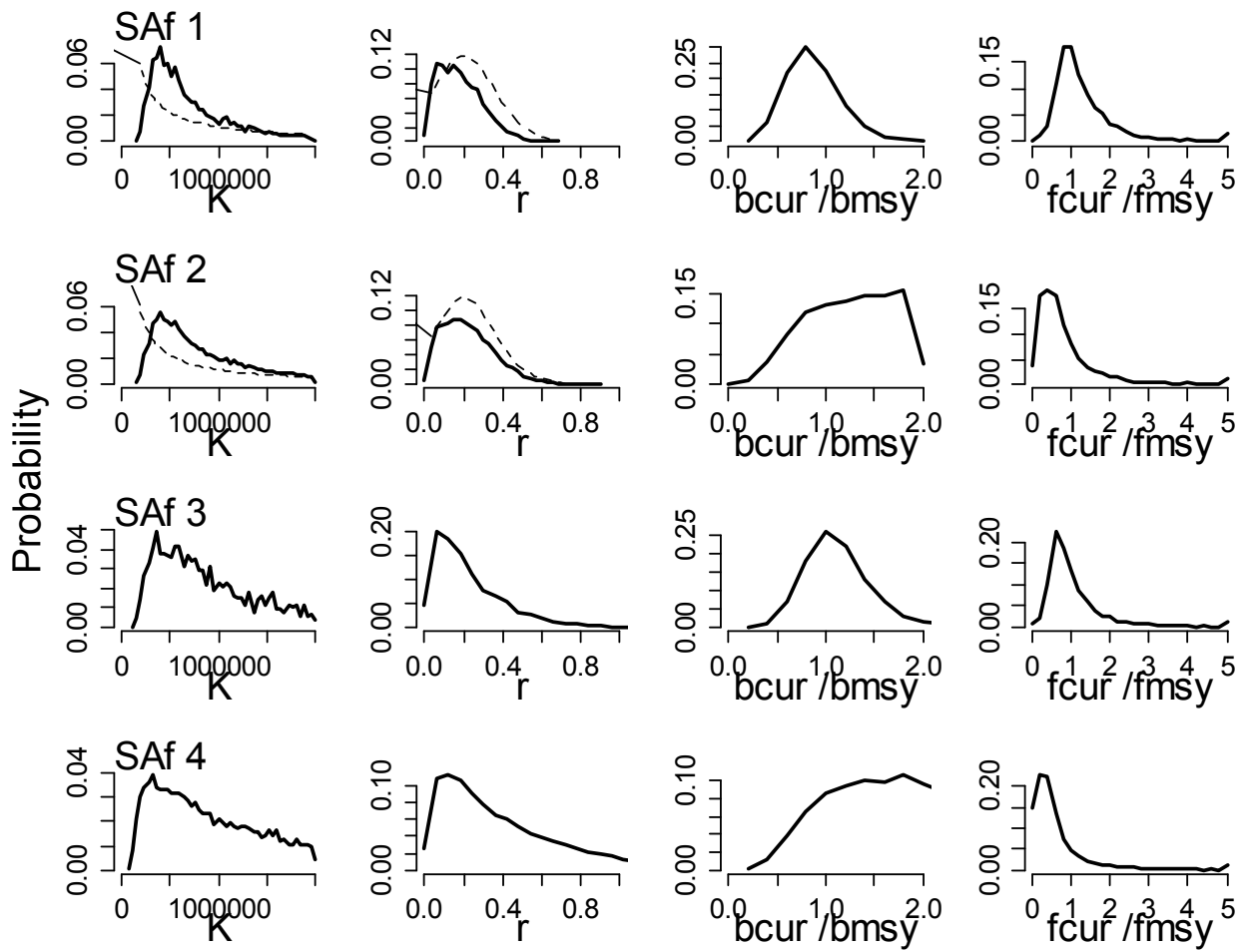


Figure 75. Posterior (solid) and prior (dashed) distributions from the four base case BSP model runs for the South Atlantic.

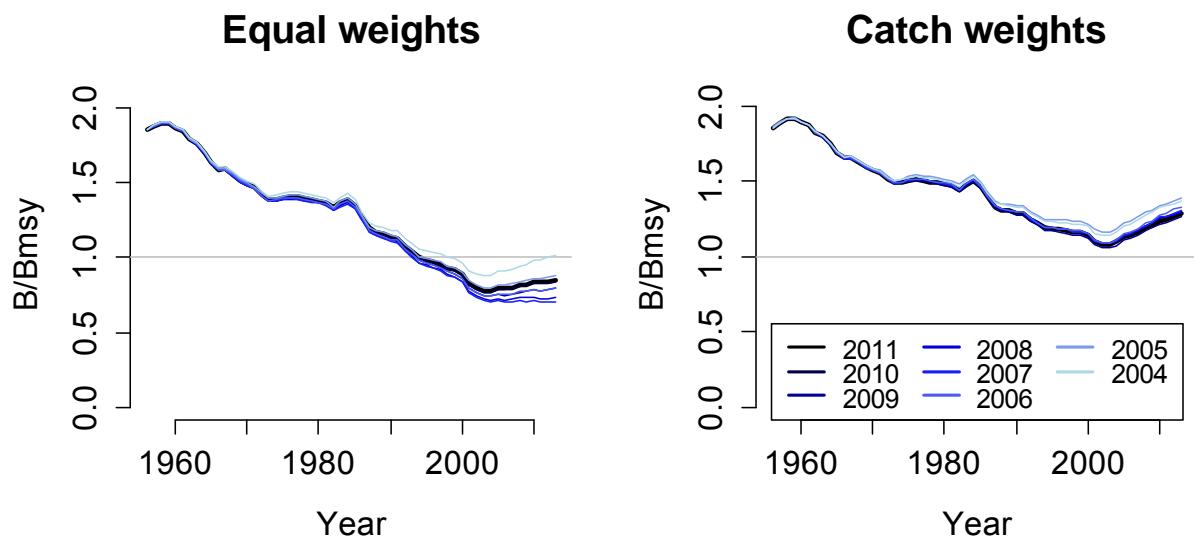


Figure 76. Retrospective analysis, with projection after the last year of data using real catches, for the Schaeffer model (run F1 left, F2, right) of BSP for South Atlantic albacore.

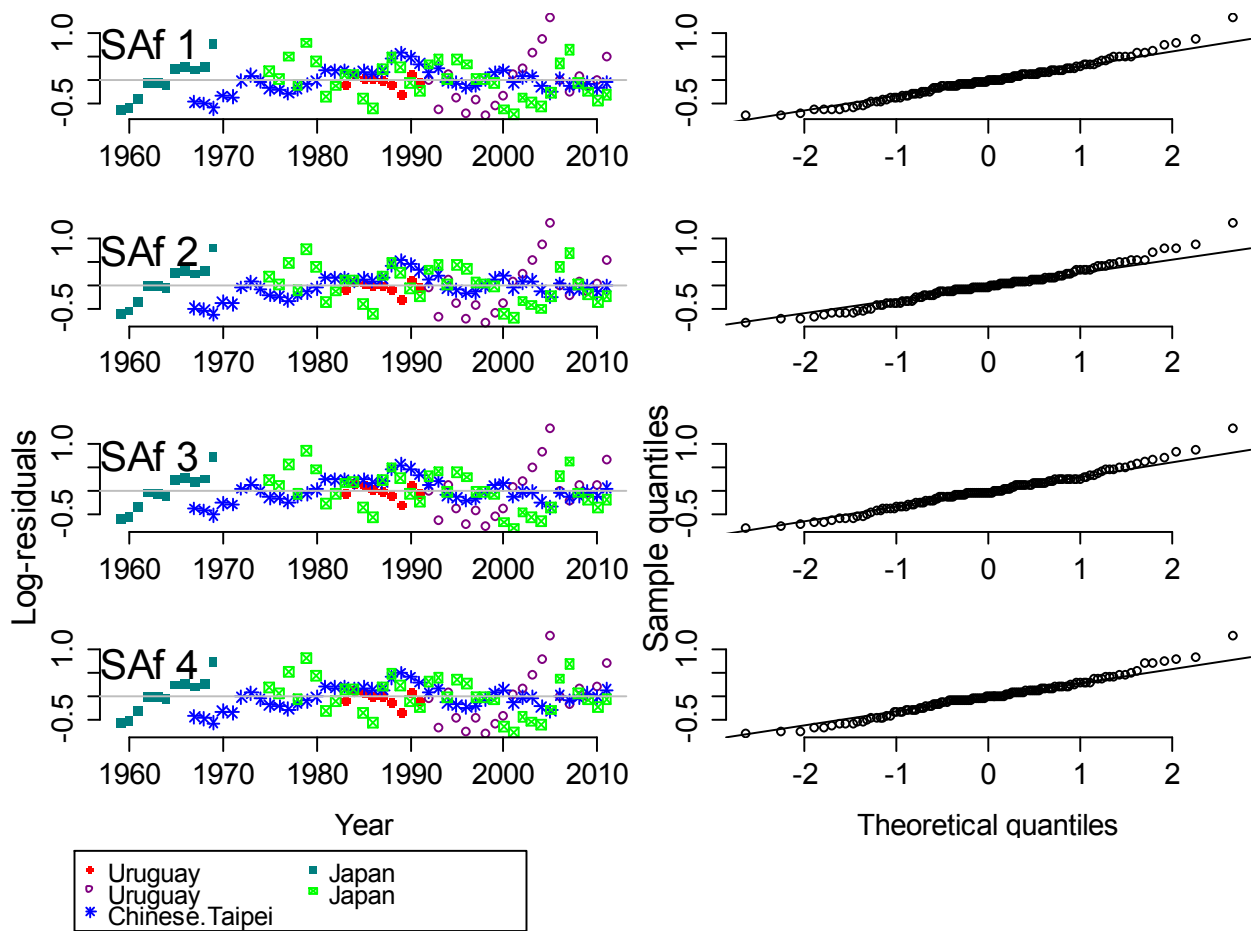


Figure 77. CPUE residuals (left) and residual qq-normal plots (right) for the four BSP base case runs for the South Atlantic.

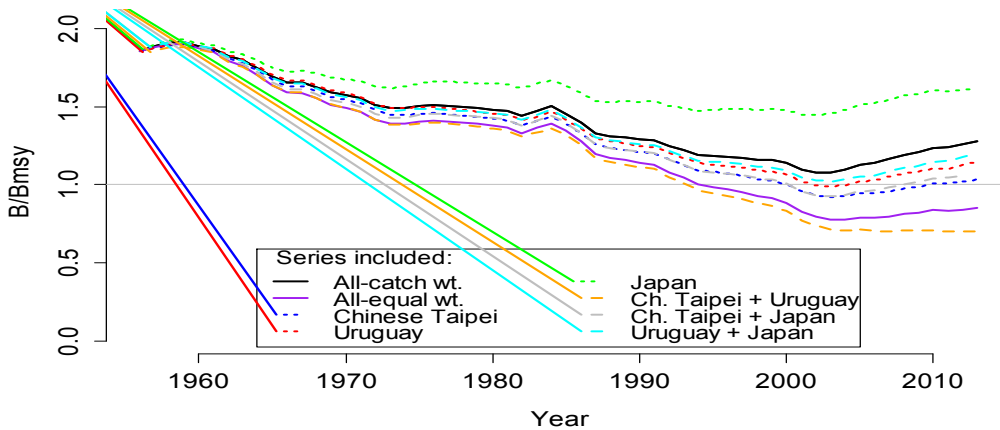


Figure 78. BSP South Atlantic sensitivity analyses removing some CPUE series, compared to the base cases with equal or catch weighting. The Schaeffer functional form was used in all cases.

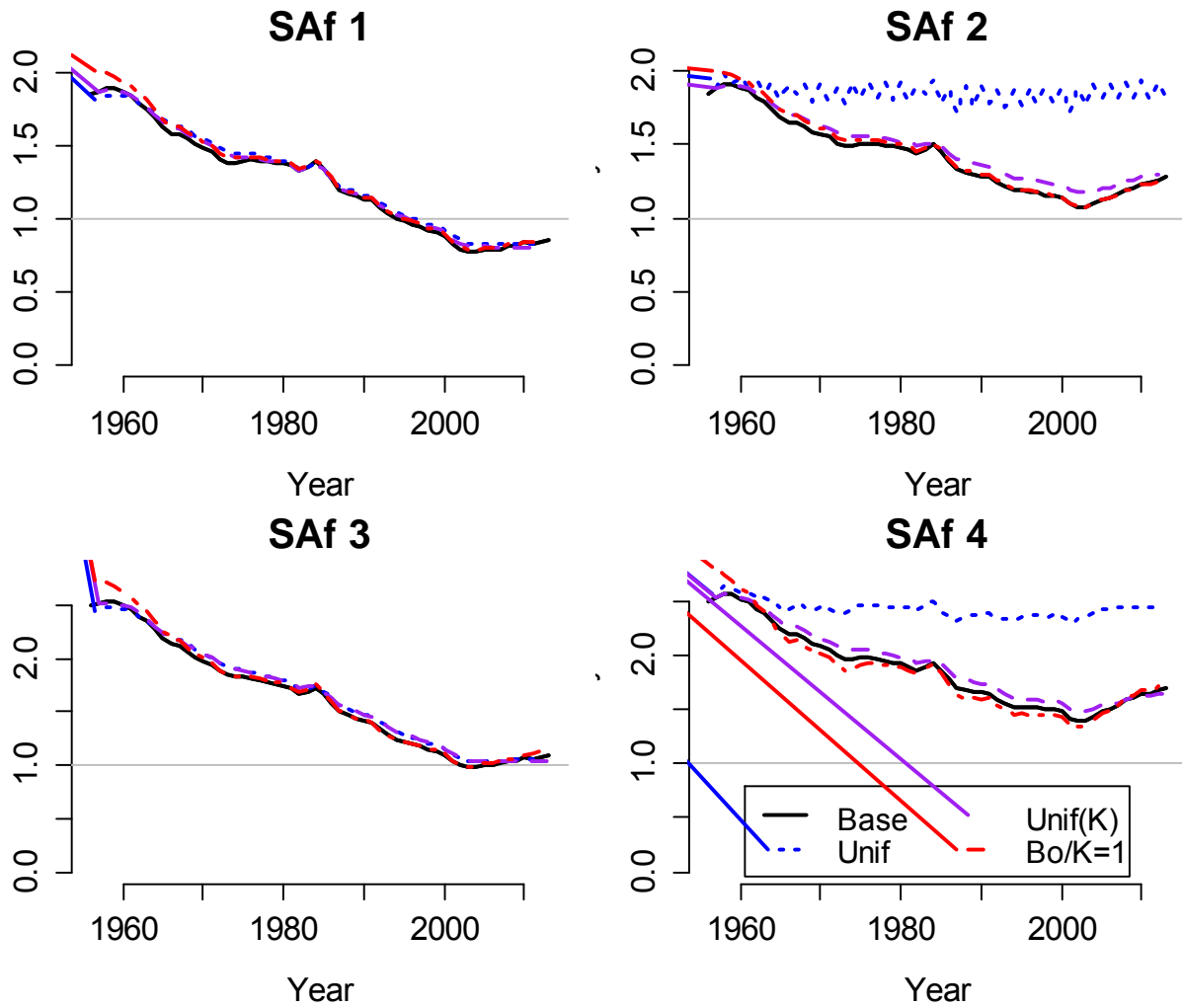
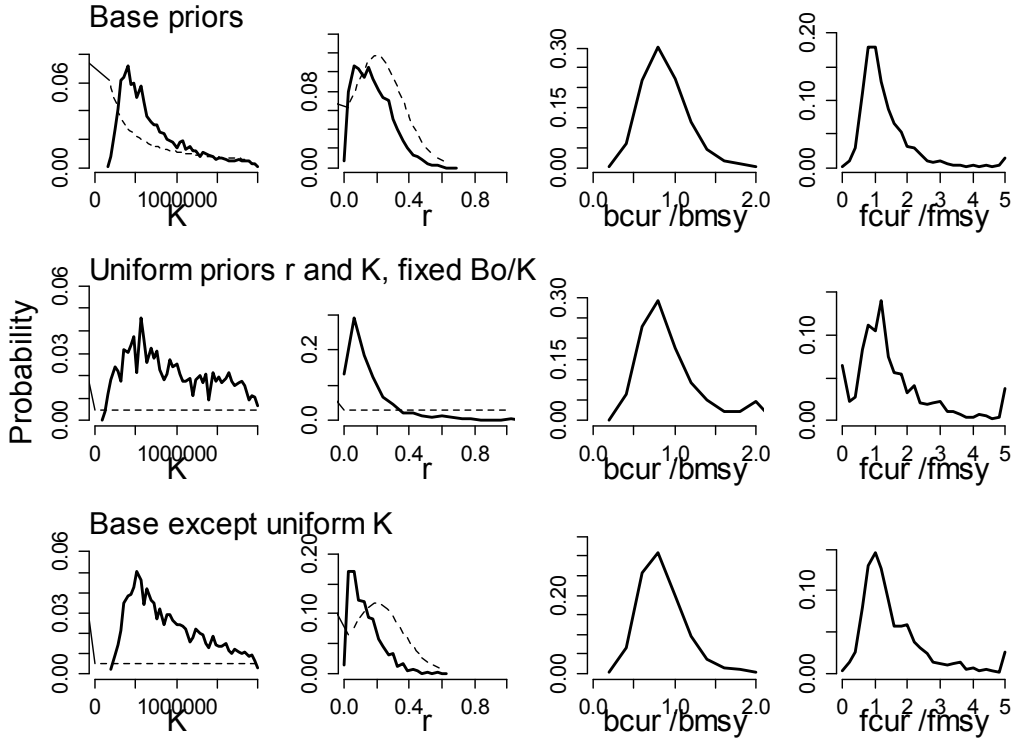


Figure 79. Median biomass trajectories for the BSP South Atlantic model runs with alternative priors. “Base” is the base case. “Unif” is uniform priors on r and K , and B_0/K fixed at 0.9, similar to the ASPIC runs. “Unif(K)” has uniform prior on K .

(a) Run F1 (Schaeffer model, equal weighting)



(b) Run F2 (Schaeffer model, catch weighting)

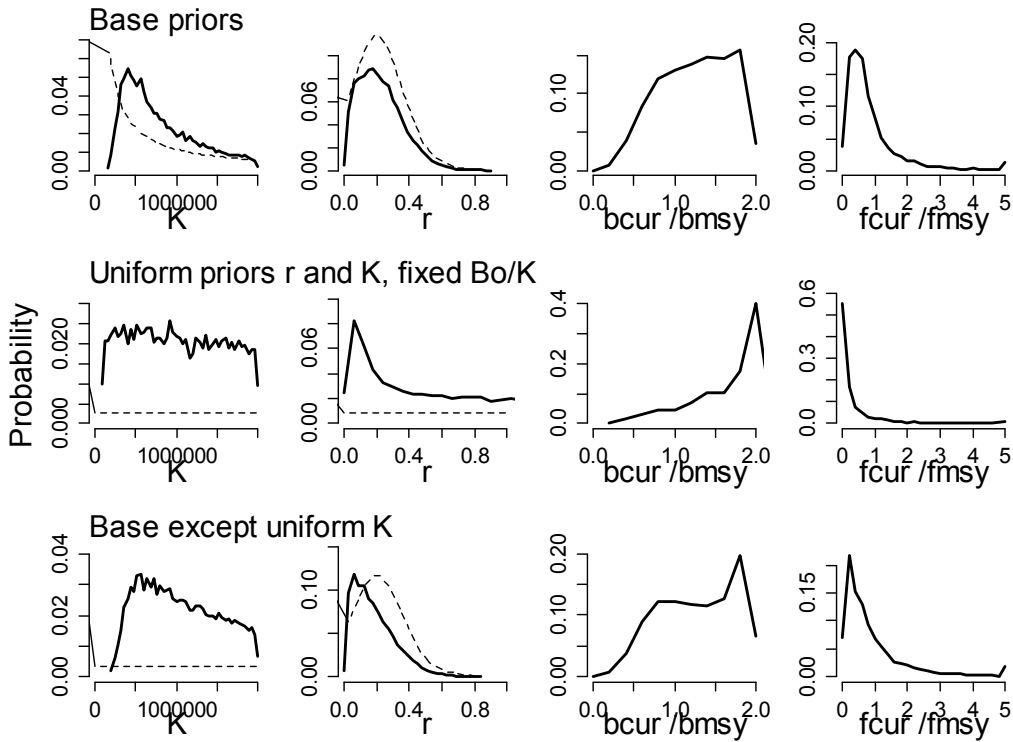


Figure 80. Priors and marginal posteriors for r and K for alternative prior formulations, and current B/B_{MSY} and F/F_{MSY} for runs with alternative priors.

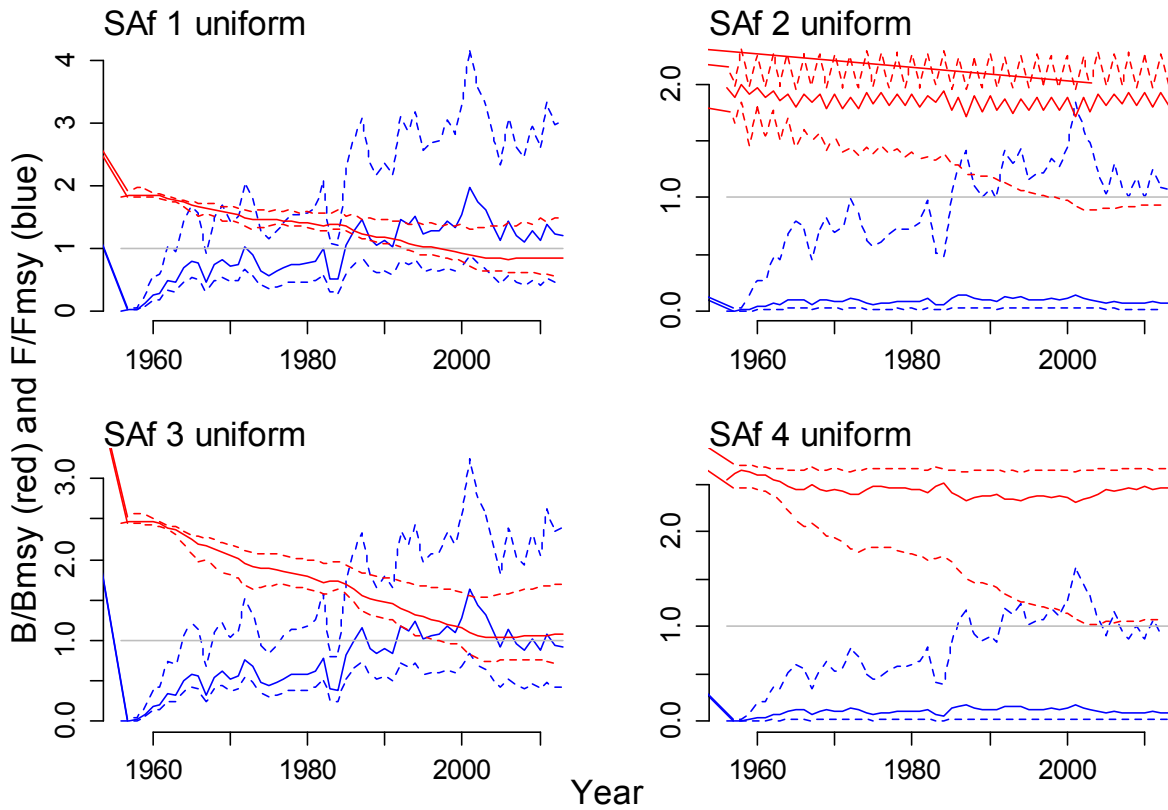


Figure 81. Median trajectories with 80% credible intervals, from the four alternative prior cases of the BSP model with uniform priors on r and K , and B_0/K fixed at 0.9 for South Atlantic albacore.

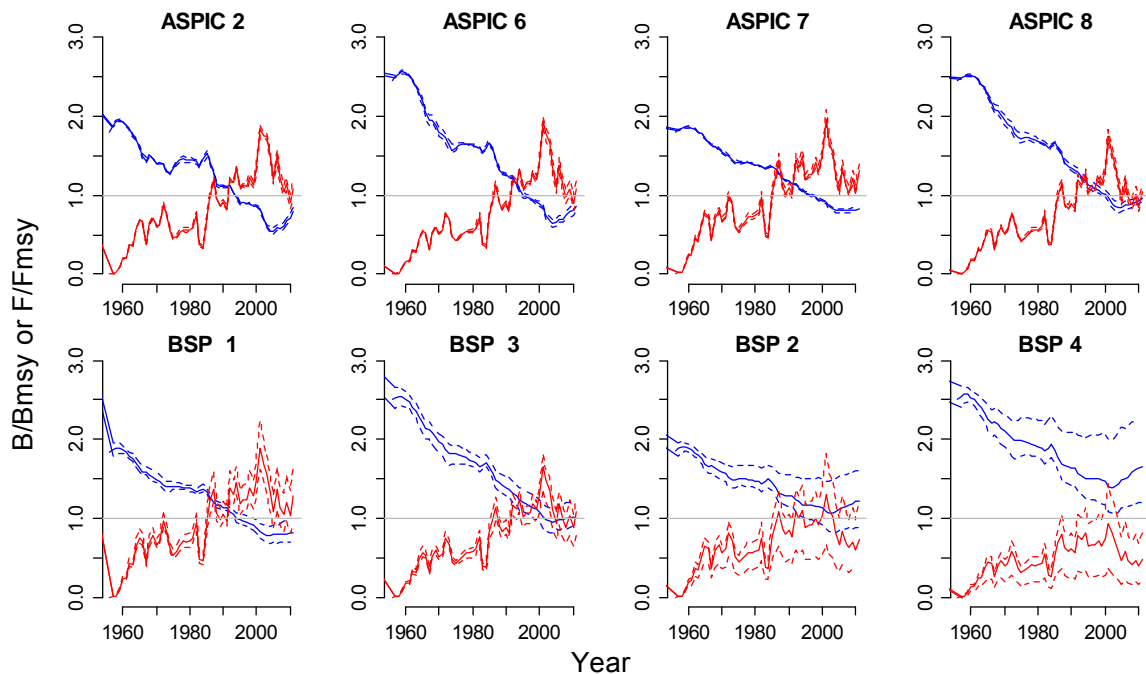


Figure 82. Biomass and fishing mortality rate trajectories for South Atlantic albacore.

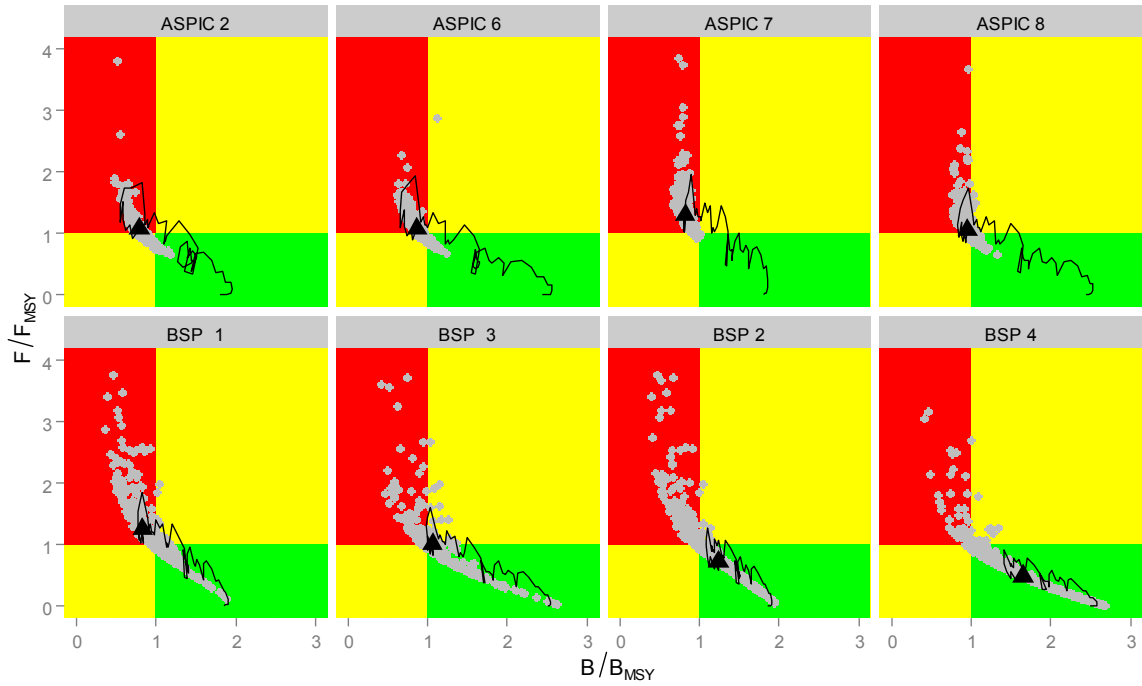


Figure 83. Kobe phase plots for South Atlantic albacore. End year is 2011 (black triangle).



Figure 84. Kobe pie charts of status in 2011, for all eight models separately, and for all models combined for South Atlantic albacore.

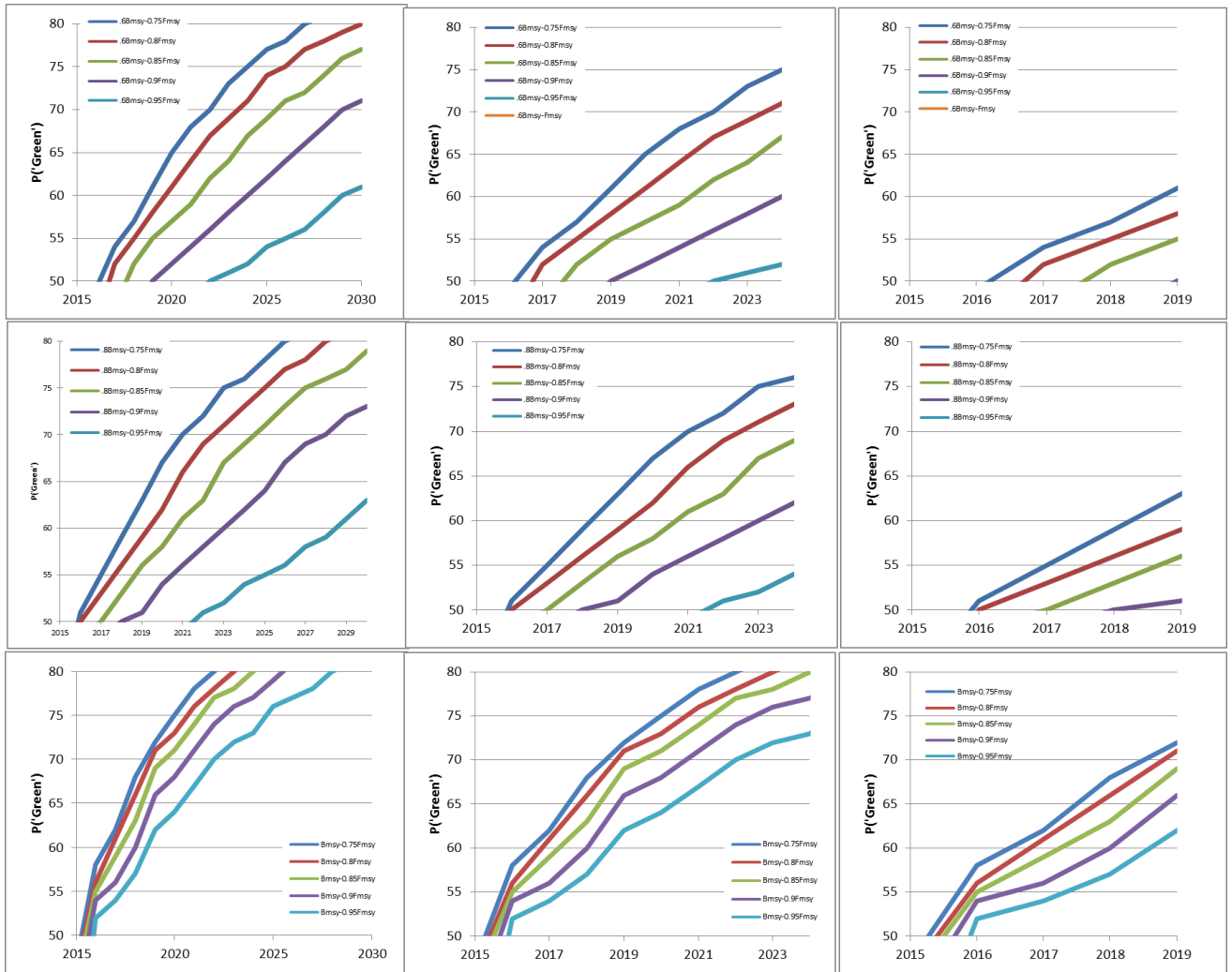


Figure 85. Projected probability of being ‘Green’ within different time scales for various combinations of HCR parameters, as indicated. The left column represents a 20 year time frame (1 mean Generation + 10 years – a value sometimes used for heavily depleted stocks). The center column, a 9 year time-frame (1 mean generation), and the rightmost column, a 5 year time-frame. The rows represent Bthresh levels ($0.6 B_{MSY}$, $0.8 B_{MSY}$ and B_{MSY} for top, middle and bottom rows, respectively).

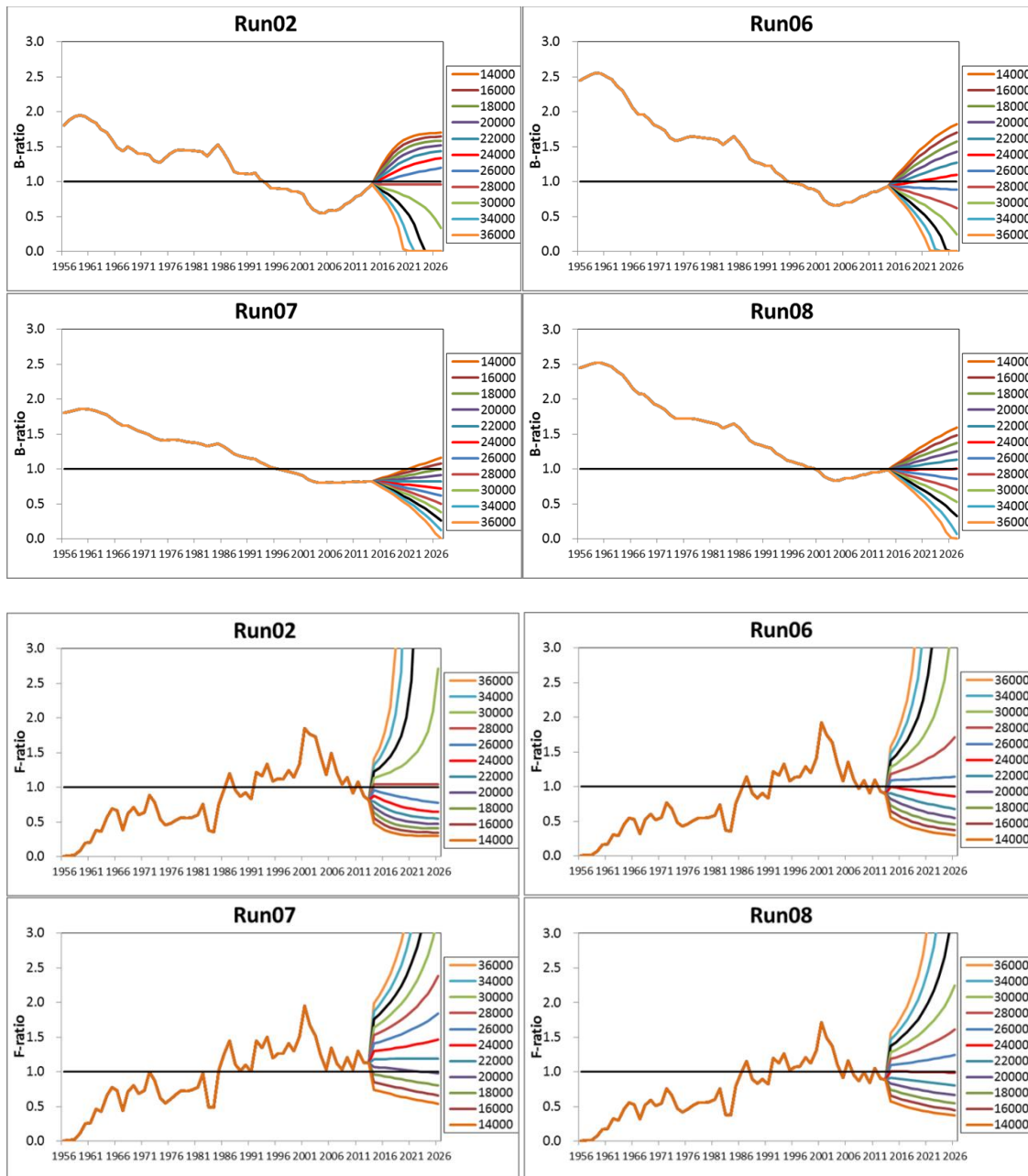


Figure 86. Future projection (15 years) of B-ratio (B/B_{MSY}) and F-ratio (F/F_{MSY}) for 4 ASPIC runs for South Atlantic albacore under constant catch.

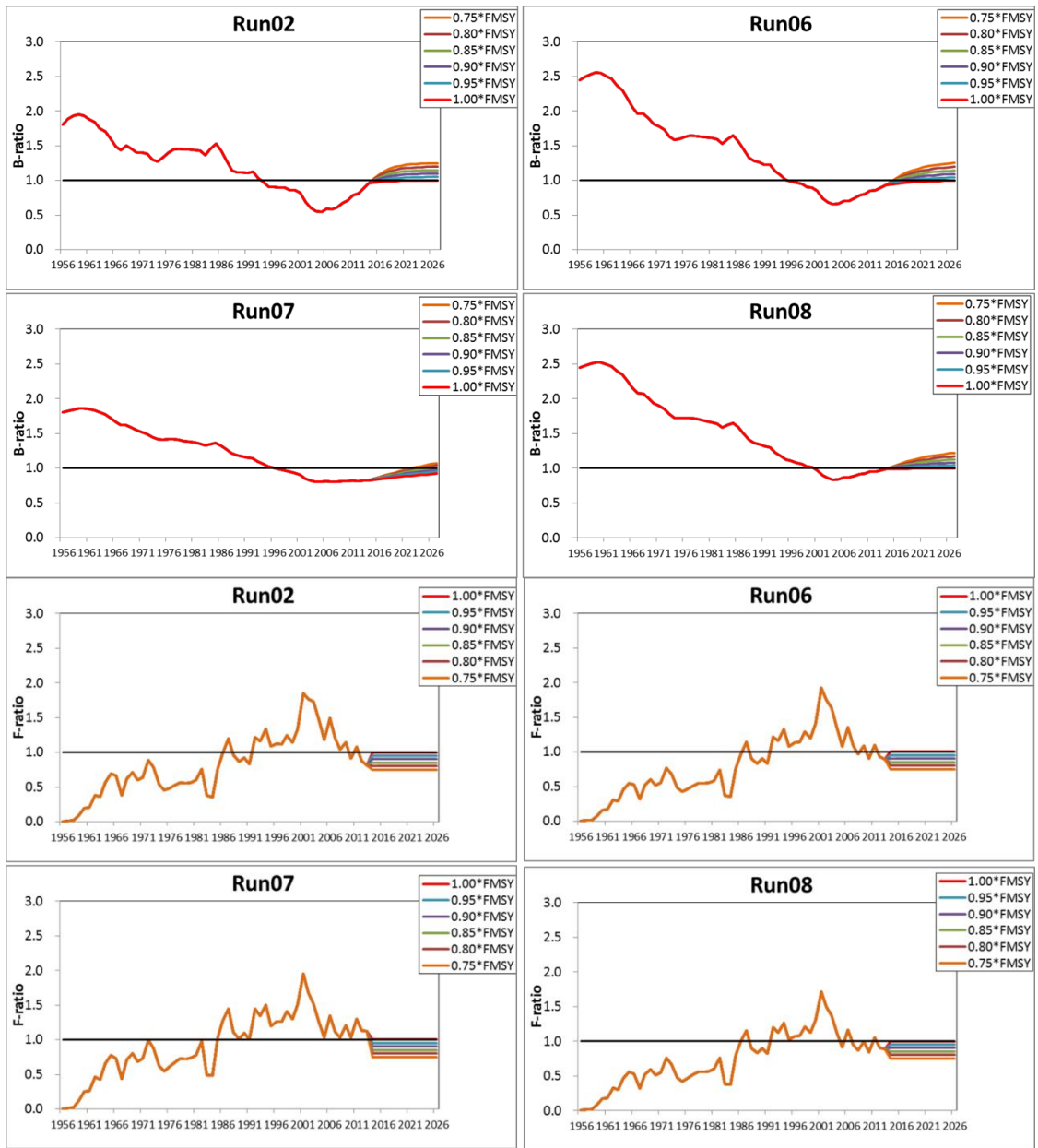


Figure 87. Future projection (15 years) of B-ratio (B/B_{MSY}) and F-ratio (F/F_{MSY}) for 4 ASPIC runs for south Atlantic albacore under constant F.

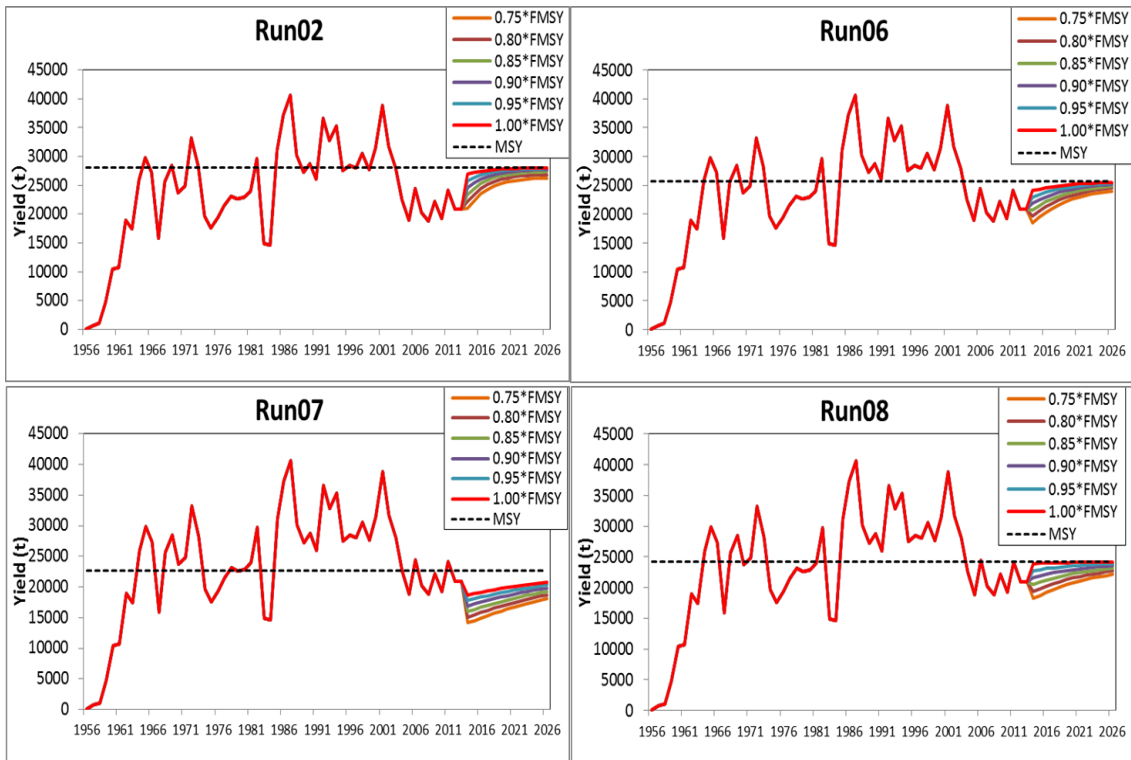


Figure 88. Predicted yield for future projection (15 years) for 4 ASPIC runs for South Atlantic albacore under constant F.

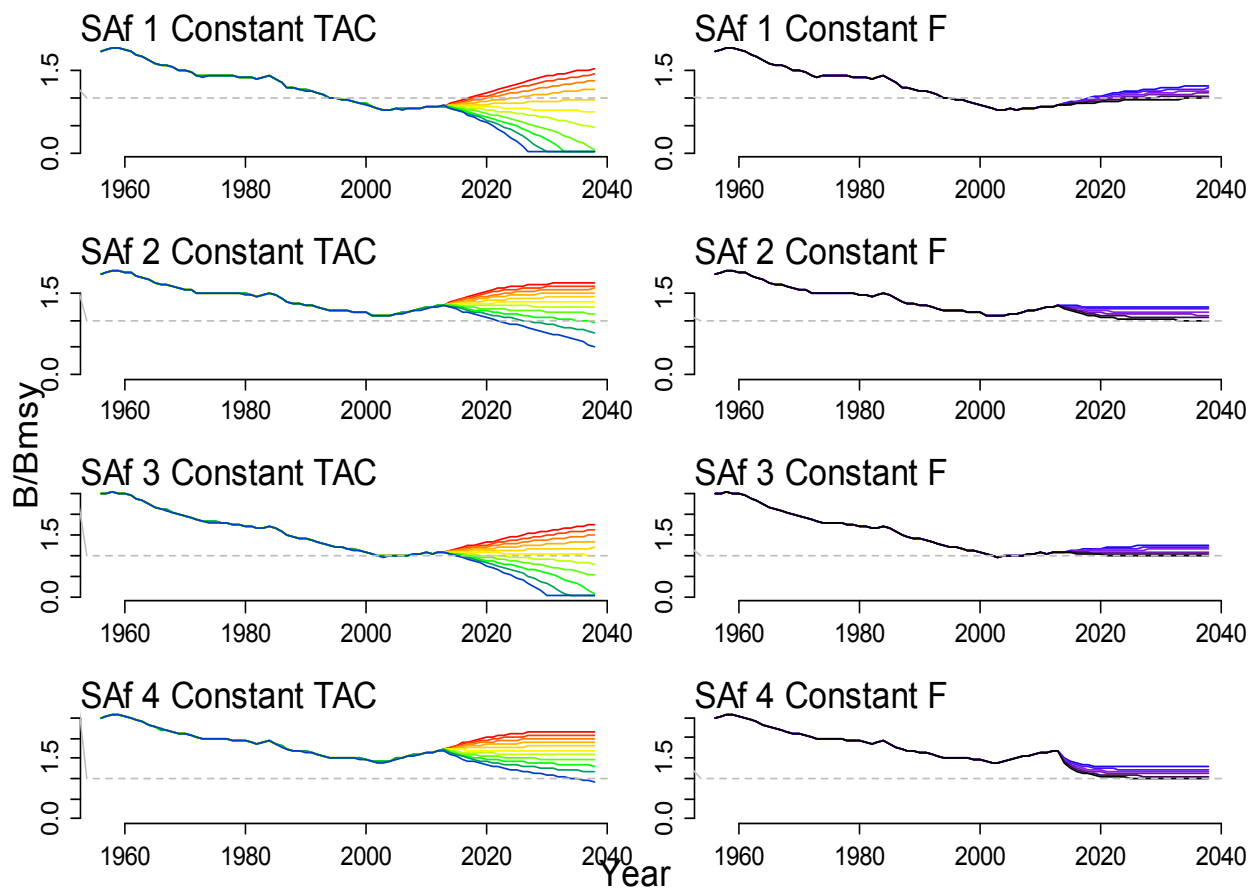


Figure 89. Median projections with the four base case BSP runs for South Atlantic albacore, with either a constant catch or a constant F harvest policy.

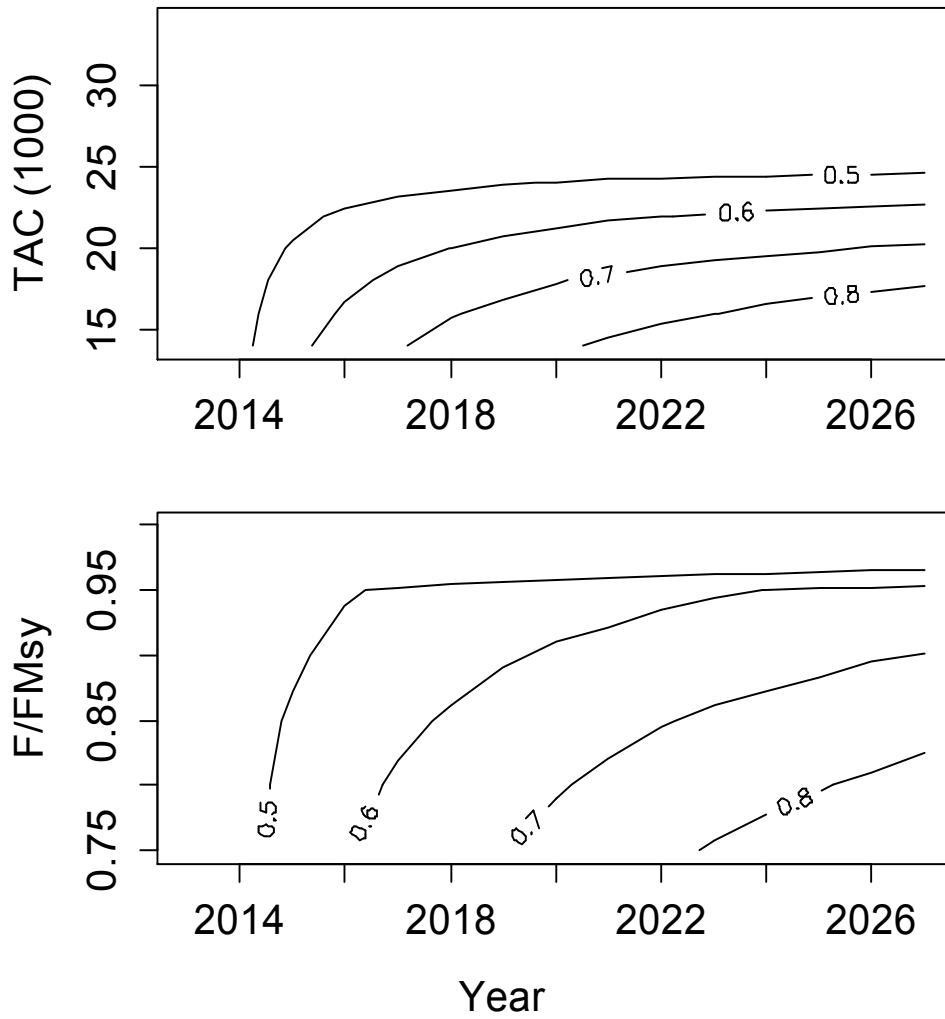


Figure 90. Probability of being green ($B > B_{MSY}$ and $F < F_{MSY}$), for the 8 scenarios combined in the South Atlantic.

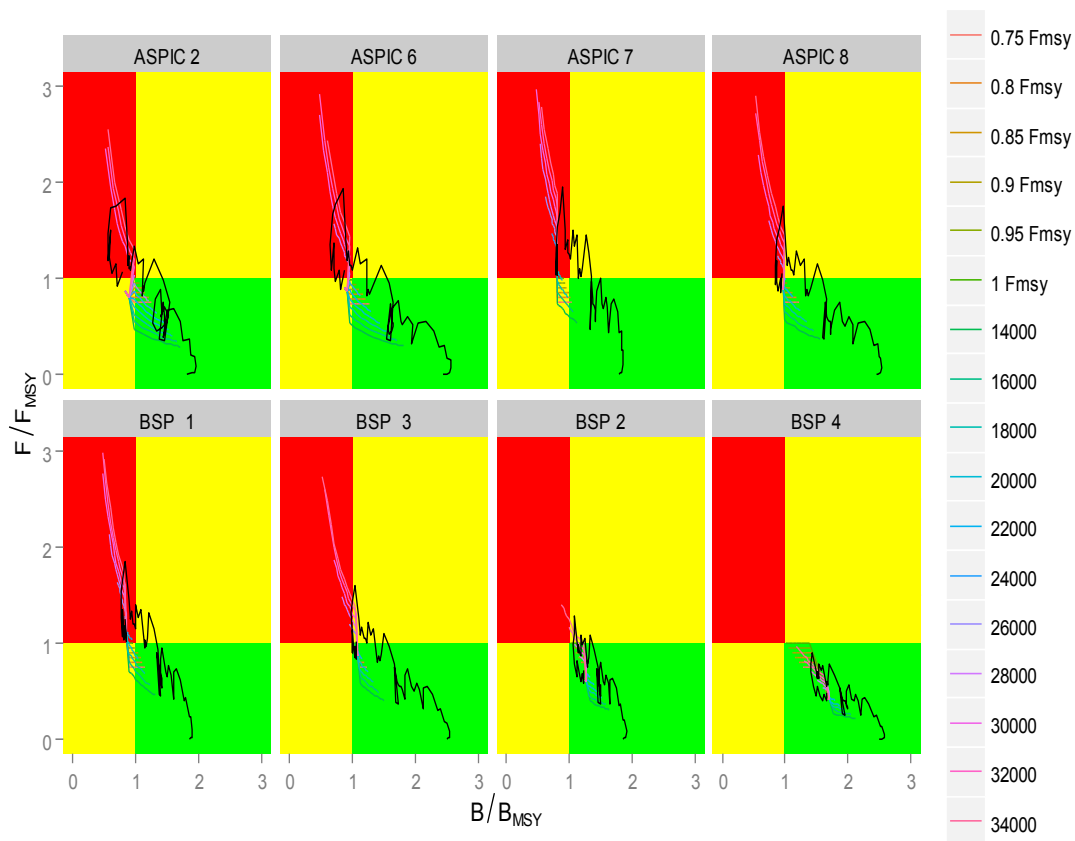


Figure 91. Kobe projections for the South Atlantic for the ASPIC and BSP models.

AGENDA

1. Opening, adoption of the Agenda and meeting arrangements.
2. Summary of available data for assessment
 - 2.1 Biology
 - 2.2 Catch, effort, size and CAA estimates
 - 2.3 Relative abundance estimates
3. Limit and Target Reference Points and Kobe Advice Framework
4. Stock Assessment Methods, Diagnostics and Stock Status
 - 4.1 North
 - 4.1.1 SEAPODYM
 - 4.1.2 Multifan-CL
 - 4.1.3 ASPIC
 - 4.1.4 Stock Synthesis
 - 4.1.5 VPA
 - 4.1.6 Summary of stock status
 - 4.2 South
 - 4.2.1 ASPIC
 - 4.2.2 BSP
 - 4.2.3 Summary of stock status
5. Projections
 - 5.1 North
 - 5.2 South
6. Recommendations
 - 6.1 Research and Statistics
 - 6.2 Management
7. Other matters
8. Adoption of the report and closure

LIST OF PARTICIPANTS

SCRS CHAIRMAN**Santiago Burrutxaga**, JosuHead of Tuna Research Area, AZTI-Tecnalia, Txatxarramendi z/g, 48395 Sukarrieta (Bizkaia), Spain
Tel: +34 94 6574000 (Ext. 497); 664303631, Fax:+34 94 6572555, E-Mail: jsantiago@azti.es**CONTRACTING PARTIES****BRAZIL****Hazin**, Humberto Gomes

Universidade Federal Rural do Semi-Árido - UFERSA, Departamento de Ciências Animais, Av. Francisco Mota 572, Pres. Costa e Silva, CEP: 59 625-900 Massoró - RN

Tel: +55 81 33 206 500, Fax: +55 81 33 206 501, E-Mail: hghazin@hotmail.com

EUROPEAN UNION**Arrizabalaga**, Haritz

AZTI - Tecnalia /Itsas Ikerketa Saila, Herrera Kaia Portualde z/g, 20110 Pasaia Gipuzkoa, Spain

Tel: +34 94 657 40 00, Fax: +34 94 300 48 01, E-Mail: harri@azti.es

Fonteneau, Alain

9, Bd Porée, 35400 Saint Malo, France

Tel: +33 4 99 57 3200, Fax: +33 4 99 57 32 95, E-Mail: alain.fonteneau@ird.fr

Keating, Michael

BIM (The Irish Sea Fisheries Board), Crofton Road, Dun Laoghaire, Dublin, Ireland

Tel: +353 1 214 4230, Fax: +353 1 230 0564, E-Mail: keatinge@bim.ie

Merino, Gorka

AZTI - Tecnalia /Itsas Ikerketa Saila, Herrera Kaia Portualde z/g, 20110 Pasaia - Gipuzkoa, Spain

Tel: +34 94 657 4000, Fax: +34 94 300 4801, E-Mail: gmerino@azti.es

Ortiz de Urbina, Jose 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

Ortiz de Zárate Vidal, Victoria

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C.O. de Santander, Promontorio de San Martín s/n, 39012 Santander Cantabria, Spain

Tel: +34 942 291 716, Fax: +34 942 27 50 72, E-Mail: victoria.zarate@st.ieo.es

Scott, Gerald P.

AZTI Tecnalia, AZTI Tecnalia, Txatxarramendi Ugarte z/g, Sukarrieta, Bizkaia, Spain

Tel: +1 954 465 5589, E-Mail: gpsscott_fish@hotmail.com

France (St. Pierre & Miquelon)**Nikolic**, Natacha

Project Manager Germon, Ifremer La Réunion, Rue Jean Bertho, BP 60, 97822 Le Port Cedex, La Reunion

Tel: +33 2 62 55 4722, Fax: +33 2 6243 3684, E-Mail: natacha.nikolic@ifremer.fr

JAPAN**Kiyofuji**, Hidetada

National Research Institute of Far Seas Fisheries, Fisheries Research Agency (NRIFSF), 5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka-city Shizuoka, 424-8633

Tel: +81 54 336 6043, Fax: +81 54 335 9642, E-Mail: hkiyofuj@affrc.go.jp

Matsumoto, Takayuki

National Research Institute of Far Seas Fisheries, Fisheries Research Agency (NRIFSF), 5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka-city Shizuoka, 424-8633

Tel: +81 54 336 6000, Fax: +81 54 335 9642, E-Mail: matumot@affrc.go.jp

Uozumi, Yuji

National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1 Chome Orido, Shizuoka Shimizu-Shi
Tel: +81 543 36 6037, Fax: +81 543 35 9642, E-Mail: uozumi@fra.affrc.go.jp

UNITED STATES

Babcock, Elisabeth

Pew Institute for Ocean Science, Rosenstein School of Marine and Atmospheric Science, University of Miami 4600
Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33149

Tel: +1 305 421 4852, Fax: +1 305 421 4077, E-Mail: ebabcock@rsmas.miami.edu

Díaz, Guillermo

NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149

Tel: +1 305 361 4277, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: guillermo.diaz@noaa.gov

Lauretta, Matthew

NOAA Fisheries Southeast Fisheries Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149

E-Mail: matthew.lauretta@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

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

OBSERVERS FROM COOPERATING NON-CONTRACTING PARTIES, ENTITIES, FISHING ENTITIES

CHINESE TAIPEI

Yeh, Shean-Ya

Professor, Institute of Oceanography National Taiwan University, No. 1, Sec. 4, Roosevelt Road, 106 Taipei

Tel: +886 2 2363 7753, Fax: +886 2 2366 1197, E-Mail: sheanya@ntu.edu.tw

Chang, Feng-Chen

Overseas Fisheries Development Council, No. 19, Lane 113, Roosevelt Road Sect. 4, 106 Taipei

Tel: +886 2 2738 1522, Fax: +886 2 2738 4329, E-Mail: fengchen@ofdc.org.tw; d93241008@ntu.edu.tw

EXTERNAL REVIEWER

Langley, Adam Doak

Van Diemen St., New Zealand

Tel: +64 354 56306, Fax: +64 354 56306, E-Mail: adam_langley@xtra.co.nz

ICCAT SECRETARIAT

C/ Corazón de María, 8 - 6 Planta, 28002 Madrid, Spain

Tel: + 34 91 416 5600, Fax: +34 91 415 2612, E-Mail: info@iccat.int

Pallarés, Pilar

Kell, Laurie

DeBruyn, Paul

LIST OF DOCUMENTS

- SCRS/2013/103 Aspectos reproductivos del Albacora en el Atlántico sud Occidental. Domingo A., Bessonart M. and Forselledo R.
- SCRS/2013/113 Influence of oceano-meteorological conditions on the behaviour, distribution and abundance of the northeast Atlantic albacore. Goikoetxea N. et al.
- SCRS/2013/117 A Evaluation of Different Approaches for Modelling Uncertainty in ASPIC. Kell L.
- SCRS/2013/118 Preliminary analysis for South Atlantic albacore stock using a Non-equilibrium Production Model. Matsumoto T. et al.
- SCRS/2013/119 Likelihood Component profiling as a Data Exploratory Tool. Kell L., P.De Bruyn, M. Maunder, K. Piner and I Taylor
- SCRS/2013/120 A Framework for Promoting Dialogue on Parameterizing a Harvest Control Rule with Limit and Target Reference Points for North Atlantic Albacore. Scott G. et al.
- SCRS/2013/121 Comments and recommendations on the first results of the SEAPODYM model applied to the North Atlantic albacore stock. Fonteneau A.
- SCRS/2013/122 Review ageing protocol for Atlantic northern albacore (*Thunnus alalunga*). Ortiz .M.
- SCRS/2013/123 Application of a Bayesian Surplus Production Model to preliminary data for South Atlantic albacore. Babcock E.A.
- SCRS/2013/124 Revisit to Atlantic Albacore stock assessment applied by Stock Synthesis 3. Iwata S., Kiyofuji H., Kitakado T., Kimoto A., Takeuchi Y. and Okamoto H.
- SCRS/2013/125 Modeling activities conducted within EURO-BASIN research project to develop SEAPODYM to the North Atlantic albacore tuna (*Thunnus alalunga*). Lehodey P., Senina I., Dragon A. and Arrizabalaga H.
- SCRS/2013/126 Differentiation of albacore stock: review by oceanic regions. Nikolic N. and Bourjea J.

PEER REVIEW OF 2013 NORTH AND SOUTH ATLANTIC ALBACORE STOCK ASSESSMENT

Adam Langley

SUMMARY

This document presents the report of the peer review of the North and South Atlantic albacore stocks assessment process conducted by the SCRS in 2013.

RÉSUMÉ

Ce document présente le rapport de l'examen par des pairs du processus d'évaluation des stocks de germon de l'Atlantique Nord et Sud conduit par le SCRS en 2013.

RESUMEN

Este documento presenta el informe de la revisión por pares del proceso de evaluación de los stocks de atún blanco del Atlántico norte y sur llevado a cabo por el SCRS en 2013.

KEYWORDS

Stock assessment, Peer review, Thunnus alalunga

Background

The peer review of the 2013 ICCAT north and south Atlantic Albacore stock assessment involved the attendance at two meetings of the Albacore working group, i.e. Data Preparatory (22nd to 26th April) and Stock Assessment (17th to 24th June) meetings, and a review of documentation from previous meetings of the Albacore working group available from the ICCAT website. The Data Preparatory meeting was held to collate and review the data inputs for the assessments of both albacore stocks.

The reviewer has 10 years of experience in the stock assessment of tuna fisheries. During 2003-2008, he was employed as the Principal Scientist of the Stock Assessment Section of the Oceanic Fisheries Programme of the Secretariat of the Pacific Community and was involved in the assessment of the four main tuna stocks in the western and central Pacific Ocean (skipjack, yellowfin, bigeye and south Pacific albacore). Since then the reviewer has maintained an involvement in the Pacific tuna assessments and has been routinely contracted by the Indian Ocean Tuna Commission to conduct assessments of yellowfin tuna and, more recently, bigeye tuna. These stock assessments are primarily implemented using the Multifan-CL (MFCL) and Stock Synthesis (SS) software.

The review addresses each of the items specified in the Terms of Reference for the peer review. The review highlights a range of issues associated with the current (2013) assessments. Many of these issues were identified by the wider assessment group and are documented in the assessment report. The main points are reiterated in this review to highlight the key outstanding issues associated with the current assessment. The inability of the assessment group to adequately address many of these issues should not be interpreted as a criticism of the individuals participating in the process. Instead, there a number of generic issues of relevance to the other tuna stock assessments that relate to the deficiencies of the available data (fisheries and biological data) and the uncertainty associated with the dynamics of the tuna stocks. There are also limited resources available to undertake the level of data analysis and modelling necessary to support and advance the assessments.

1. Evaluate the adequacy, appropriateness, and application of data used in the assessment.

- i. There is a large amount of data available for the assessments of the north and south Atlantic albacore stocks, although the quality of the key data inputs is variable and, in some cases, key data sets provide conflicting trends. The assessments are highly dependent on the catch history from the fisheries and the CPUE indices derived primarily from the main longline fisheries.
- ii. For all model options, the albacore catch history was assumed to be known without error. Thus, the historical catch history is highly informative regarding estimates of yield for the stock (and the associated confidence interval). No information is available to indicate that the established catch history is unreliable and certainly no data are available to enable the reconstruction of an alternative catch history. Nonetheless, there may be some uncertainty in the historical catches for some fleets, particularly associated with the degree of discarding of albacore taken as a bycatch of other target fishing operations.
- iii. Analyses of the fleet CPUE data were provided by the respective CPCs and the presentation of the CPUE data sets represented one of the main agenda items for the Data Preparatory meeting. These analyses identified somewhat conflicting trends in the CPUE indices for some of the main longline fisheries (e.g. recent trends in the CPUE indices from the Chinese-Taipei and Japanese longline fisheries). The Albacore working group has developed criteria to review the quality of the respective CPUE indices and these criteria provide a basis for determining the utility of the individual indices as a primary abundance index. However, the nature of the catch and effort data sets, particularly historical changes in the spatio-temporal distribution in the fishing operations, mean that none of the CPUE indices are likely to represent an ideal index of stock abundance. Consequently, the criteria did not provide strong guidance for the selection of a specific primary CPUE index.
- iv. The analysis of individual CPUE data sets by CPCs does not provide the opportunity for an integrated analysis of the entire fishery data set. For the main longline fleets, there have been considerable changes in the operation of the fishery, particularly the area of the fishing operation which relates to the degree of targeting of albacore. These spatial changes may not be adequately accounted for the GLM approaches used to standardize the CPUE data. An integrated analysis of the CPUE data from the main fleets may provide insights into the different trends in CPUE from the various fleets. The combined data set may also provide more reliable stock-wide indices by encompassing a larger proportion of the spatial domain of the albacore stock.
- v. For the northern Atlantic albacore assessment, the working group gave greater emphasis to the longline CPUE indices derived from the fleets that primarily operated in the core area of the albacore fishery and, on that basis, were considered to provide a better index of the adult stock abundance i.e. the C-T longline CPUE indices in the northern albacore assessment. The Japanese longline CPUE indices were included in the model as a sensitivity analysis. This was the most appropriate treatment of the various longline CPUE indices that were available for the current assessment.
- vi. Time series trends in catchability for the primary longline CPUE indices were not explicitly considered. However, the CPUE indices were apportioned into time blocks that were considered to represent periods of comparable fleet operation. Separate catchability coefficients were estimated for each time block, thereby, enabling the model to account for gross changes in catchability over the model period.
- vii. One outstanding issue related to the application of the longline CPUE indices is the underlying fishery structure. There is a seasonal pattern in the historical operation of the longline fishery with the fishery operating in the higher latitudes during the summer. The albacore catch in that area tends to be of smaller, sub-adult fish while larger adult fish are caught in the subtropical areas. The current fishery definitions do not explicitly partition these two components of the fishery and catches and size data are aggregated for the entire stock area. The stock is being indexed by CPUE indices primarily from the core fishery area mediated by the composite fishery selectivity. Marked changes in the seasonal operation of the main longline fisheries could introduce significant biases into the assessment models. This issue appears to be most relevance to the northern albacore assessment.

- viii. The northern albacore stock assessment also included CPUE indices from the surface fleets. The troll fishery indices revealed a long-term declining trend in CPUE from the fishery. The decline in the CPUE indices tended to coincide with a contraction in the spatial extent of the operation of the fishery. The current assessment assumes that the catchability of the fishery is constant and, therefore, the model interprets the decline in CPUE as a decline in albacore recruitment. In addition, inter-annual variation in these CPUE indices may relate to variation in the availability of albacore to the fishery driven by oceanographic conditions. Further analysis of the catch and effort data from the fishery should be undertaken to support the current assumptions relating to the catchability of the fishery.
- ix. The northern assessment incorporates a large amount of length frequency data from the various fisheries. The assessment indicated that the integrated assessment models (MFCL and SS) are sensitive to the assumptions related to the length data from the longline fisheries (relative weighting and selectivity parameterization). However, very limited information are available to assess the reliability of these data and, particularly for the C-T longline fleet, there are large changes in the level of sampling over time and a high degree of inter-annual and decadal variation in the length composition of the sampled catch. A more thorough spatial analysis of these data is warranted; however, more crucially the protocols and methodology applied to the collection of the length samples is required to evaluate the utility of these data. In the current assessment, the appropriate decision was made to down-weight the length data from some fleets and, thereby, reduce the influence of these data in the final assessment.
- x. These length data (CAS) are also fundamental in the derivation of the catch-at-age (CAA) for the northern stock which is a direct input to the VPA assessment model. If the size sampling data are not sufficiently representative of the annual catch from each fleet then the resulting CAA will be biased. Changes in the sampling approach have the potential to introduce substantial biases into the time-series of CAA estimates and, therefore, the VPA assessment model.
- xi. During the Data Preparatory meeting, there were problems in replicating the time-series of CAA data derived by applying the Kimura-Chikuni length slicing algorithm to the CAS datasets. The sensitivity of the CAA estimates to minor changes in the fixed parameters assigned in the algorithm indicates that the CAS data are not sufficiently informative to determine precise estimates of CAA. However, the associated level of precision is unknown. An evaluation of the reliability of the generation of the CAA data sets is required to determine the suitability of applying these data in a VPA framework. Such a review would include an appraisal of the reliability of the historical and current collection of CAS data (by fishery) and the length slicing approach.
- xii. Tag release/recovery data are available from the Spanish baitboat fishery from a period of tagging activity during the late 1980s and early 1990s. These data were incorporated in a single MFCL model sensitivity (the data could also be incorporated in the Stock Synthesis model). The resulting model estimated a low (approx. 10%) reporting rate from the fishery which contradicts the observation that the Spanish fishermen were active participants in the recovery phase of the tagging programme. The low recovery rates may be aliasing a number of other factors in the assessment model, e.g. high mortality of albacore following release, higher natural mortality of younger albacore, variability in fishery selectivity, and/or stock mixing assumptions. It is unknown whether a thorough analysis of these tag data has been undertaken; however, there is potential to apply these data to investigate the spatial distribution of releases/recoveries and, thereby, explore the current assumptions regarding stock mixing.
- xiii. There remains some uncertainty related to the stock structure of albacore in both the north and south Atlantic. All the data sets were configured in a manner that was consistent with a single, discrete fish stock in each area. However, there is some indication, particularly in the south Atlantic, that the stock structure may be more complex. In that regard, it would have been useful to formulate alternative data sets to enable an evaluation of the sensitivity of the conclusions of the assessment to a number of different stock hypotheses.

2. Evaluate the adequacy, appropriateness, and application of methods used to assess the stock and if appropriate recommend alternative approaches to be accomplished in the future.

- i. The current assessment was conducted using a range of modelling approaches implemented using established software packages that are routinely used in the tuna stock assessments conducted by the various RFMOs.
- ii. For the northern stock, stock assessment models of differing levels of complexity (ASPIC, VPA, MFCL/SS) yielded very similar results. This does not necessarily provide a validation of the range of approaches used. Instead, it highlights the relative importance of the two main sets of input data that are influential in the range of models, specifically the total catch history and the C-T longline CPUE indices. The MFCL/SS models have the flexibility to integrate more diverse data sets and while additional data were included in the model and information content from these data was either low (or down weighted) and/or consistent with the primary fishery observations. It is difficult to evaluate the benefits of adopting a model of increased complexity when there remains considerable uncertainty associated with some of the key input data sets. For example, the inclusion of a large time-series of length data from the longline fisheries have the potential to provide the model with information regarding recruitment and fishing mortality; however, these data have the potential to bias the model results if the sampling is not representative of the catch and/or if fishery selectivity has changed over time.
- iii. Overall, the diagnostics from the main assessment models indicated a reasonable fit to the primary data sets. However, for the complex models it was difficult to fully evaluate the performance of the individual models due to the limited time available to develop the models during the course of the meeting. In addition, the complex models require considerable testing to ensure that the models have attained the optimum solution. Time constraint also limited the opportunity to undertake a range of supporting analyses using the model such as retrospective analyses and a greater range of sensitivity analyses. These analyses would have been informative about the reliability of the estimates of current stock status.
- iv. For both southern and northern albacore, there have been changes in the proportion of the catch taken by the surface and longline fisheries over the history of the fishery. These changes are explicitly accounted for in the statistical age structured models; however, production models such as ASPIC do not account for changes exploitation pattern and the associated differences in yield may bias the estimates of stock production (and reference points). Further, production models are unable to take into account temporal variation in the productivity of the stock (recruitment). The results of the MFCL/SS models of the northern stock suggest that recruitment may deviate considerably from the basic stock-recruitment function.
- v. The MFCL/SS platforms have a large number of features that enable the complexities in fishery structure to be accounted for explicitly within the modelling framework. This enables a more thorough evaluation of the level of model complexity required in the development of the main model used for the provision of management advice. While MFCL has been used as the main model platform for the assessment of the northern stock, I consider that the model is still in the development phase and further work is required to determine the optimum model structure (fishery definitions and structural assumptions such as the parameterization of fishery selectivity).
- vi. The two platforms (MFCL and SS) also enable the integration of tagging data in the assessment model. These data have the potential to provide additional information regarding stock size and exploitation rates and the application of these data should be further evaluated.
- vii. There is strong evidence of differential growth rates for the two sexes and differences in the sex ratio of the catch are suggestive of differential levels of natural mortality. Preliminary work was undertaken to develop a sex specific model for northern albacore using SS and further development and evaluation of this model formulation should be undertaken.
- viii. Further, the MFCL/SS platforms provide a framework for evaluating the sensitivity of the assessment conclusions to a range of alternative assumptions, incorporating uncertainty associated with biological parameters (e.g. M , growth parameters, variation of length-at-age, SRR steepness), fishery structure (fishery definitions, selectivity and catchability assumptions), the reliability of individual data sets and, potentially, more complex spatial

structure of the fisheries and/or the stock units. A grid approach could be developed to quantify the structural uncertainty of these models and, thereby, highlight the most influential model assumptions.

- ix. During the meeting, considerable effort was spent to reconcile differences between the MFCL and SS models. In general, the models produced similar results when configured in an equivalent manner. However, one outstanding issue was the estimation of initial, exploited conditions. The parameterization of initial F is different between the two platforms and there were marked differences in the estimated biomass level at the start of fishing. Further evaluation of the alternative modelling approaches is required to determine the reliability of the initial F estimates and the influence of these values on the estimation of stock status benchmarks.
- x. The assumptions regarding initial fishing mortality levels/depletion levels are also important in the application of the production models for both north and south Atlantic albacore. Most of the ASPIC models tend to fix the initial depletion level at an assumed value. This constraint results in a relatively low level of uncertainty associated with current stock status. The BSP approach applied to the southern albacore assessment enables the uncertainty associated with this parameter (expressed as a prior) to be more explicitly integrated into the estimates of current stock status.
- xi. For the southern albacore assessment, the ASPIC and BSP production models incorporated four sets of longline CPUE indices. These CPUE indices exhibit quite different trends over the last 30 years and, consequently, the relative weighting of the indices was influential in the estimates of current stock status (esp. B/B_{msy}). The group did not have sufficient information available to adequately assess the reliability of the individual CPUE indices and, thereby, select a preferred index of stock abundance. On that basis, a range of plausible alternative model options were used to formulate the current management advice and stock trajectories. The adoption of a range of model options resulted in a broad confidence interval for the current stock indicators. This confidence interval spans somewhat divergent sets of model estimates of current stock status, although the results of the individual model options are obscured when the range of indices were combined for the provision of management advice. The inclusion of all model options in stock projections also results in a broad range of outcomes for the constant catch scenarios. Consequently, to achieve a high probability of being above B_{msy} the harvest (catch) must be set at a low level relative to current catches. However, there is still a reasonable likelihood of being above B_{msy} with catches at the current level or higher. Future assessments should focus on resolving some of the inconsistencies in the various CPUE indicators and/or focus on specific indices that are more likely to be indicative of trends in stock abundance. This may reduce the suite of model options incorporated in the provision of management advice and, potentially, reduce the uncertainty of the current assessment results.
- xii. The application of production models to the assessment of the south albacore stock does not utilize the large amount of additional data (primarily size frequency data) available from the fishery. There is potential to develop a statistical age structured model for the southern stock. However, given the limited resources available, priority should be given to the further development of the MFCL/SS models for the northern stock.
- xiii. For comparative purposes, a VPA assessment approach was also applied to the northern albacore stock. While the results were generally comparable to the other assessment approaches, there is a great deal of uncertainty concerning the reliability of the CAA estimates that were included within the VPA model. It is recommended that a full evaluation of these input data be conducted to determine the adequacy of the VPA approach in future assessments.

3. Evaluate the methods used to estimate population benchmarks and stock status (e.g., MSY , $FMSY$, $BMSY$, or their proxies).

- i. Stock status and MSY yields were estimated based on the equilibrium yield assumptions. For the MFCL/SS model options, the steepness parameter of the B-H stock-recruitment

relationship (SRR) was estimated during the fitting procedure. Model estimates of steepness were about 0.75-0.85. However, the observational data are unlikely to be informative regarding the nature of the SRR and, for that reason, tuna assessments conducted by other RFMOs tend to fix the steepness parameter at a range of plausible levels. Nonetheless, for the current assessment, the model estimates of steepness were generally consistent with that range of plausible values.

- ii. The MFCL model estimates of steepness are influenced by the estimated decline in recruitment driven by the troll CPUE indices. An examination of the residuals to the fit to the SRR reveals a period of strong positive residuals during the 1960s and 1970s. The relationship between stock biomass and recruitment may not be adequately defined by the B-H SRR. An alternative hypothesis is that recruitment has declined due to environmental conditions (correlated with the NAO?). Further evaluation of the relationship between the recruitment estimates and key environmental variables is recommended. A large shift in the productivity of the stock due to environmental conditions will influence the reference biomass levels, estimates of yield and current stock status.
- iii. For the northern albacore stock, estimates of MSY are considerably higher from the ASPIC models than from MFCL/SS. This reflects the deterministic recruitment assumption of the ASPIC model framework and the higher estimates of stock productivity to account for the higher catches in the 1960s and 1970s (contrasted with positive recruitment deviates for the MFCL/SS models).
- iv. The MFCL estimates of stock status (esp. SB/SB_{MSY}) are likely to be sensitive to the assumed maturity OGIVE and the assumption of sex invariant population dynamics. As noted above, further development of a sex specific model is warranted.
- v. Despite differences in the estimates of initial fishing mortality from the MFCL and SS models, the estimates of current stock status were relatively insensitive to the starting conditions.
- vi. MSY based stock status was derived based on the recent exploitation pattern (F-at-age). The age specific exploitation pattern (from MFCL) has been relatively constant over the last five years so estimates of MSY are likely to be relatively insensitive to the period selected to determine the F-at-age matrix.
- vii. For the ASPIC models, a more thorough evaluation of the model diagnostics would have been informative to assess the reliability of the yield estimates; for example, residual plots for the fit of observed catches to the estimated yield curve. As noted above, estimates of yield (and associated reference points) from the ASPIC models could potentially be biased by sustained periods of non-equilibrium recruitment during the model period.

4. Evaluate the adequacy, appropriateness, and application of the methods used to evaluate future population status, given the commissions objectives.

- i. For the northern stock, no stock projections were undertaken using the MFCL and SS platforms. This decision was based on the inability of MFCL to incorporate the full model uncertainty into the stock projections. Thus, the projections would not adequately represent the probability associated with future stock status bench marks. The SS model was not sufficiently advanced to be adopted as the primary assessment model. SS could be applied to conduct stochastic stock projections and estimate uncertainty using a MCMC approach, however, this is likely to be a time consuming approach (probably requiring 1-2 days to attain a sufficiently large MCMC sample) and, hence, not very appropriate within the meeting time frame.
- ii. A pragmatic decision was made to use ASPIC for the forward projections for the northern stock. This framework will provide reasonable advice regarding the relative performance of the various options of future catch considered in the stock projections. However, estimates of yield from the ASPIC models are generally higher than from the MFCL/SS models and, therefore, stock projections from ASPIC models are likely to be more optimistic than comparable projections undertaken using MFCL.
- iii. Under the ASPIC framework, recruitment is essentially deterministic and, thus, there is no variability incorporated in recruitment in the projection period. Therefore, estimates of risk

- associated with alternative fishing strategies will be under-estimated. In addition, the MFCL/SS models indicate there is considerable autocorrelation in recruitment (5-10 year cycle). To adequately determine levels of risk, similar temporal fluctuations in recruitment would (ideally) be propagated in the stock projections.
- iv. The ASPIC models, for both south and north stocks, are also likely to under estimate the uncertainty in the projections due to the structural assumptions of the models, especially the constraint on the initial stock conditions (B1/K).
 - v. Considerable progress was made towards the formulation of a Harvest Control Rule for northern albacore during the meeting. A range of HCRs were evaluated during the projection phase for the ASPIC models. The performance of these HCRs, measured by the probability of rebuild (green quadrant), should be qualified by the generic issues relating to the ASPIC projections highlighted in the previous paragraphs. An evaluation of the HCRs should also include the probability of the stock falling below the limit reference point (interim level 0.4 Bmsy). The productivity of the stock at low biomass levels has not (cannot) been evaluated and candidate HCRs that minimise the risk of the stock breaching or approaching this level should be given preference over other candidates.
 - vi. For the southern albacore assessments, estimates of future stock status are highly uncertain due to the incorporation of the results from a broad range of model options (see paragraph 2xi).

5. Evaluate the adequacy, appropriateness, and application of methods used to characterize the uncertainty in estimated parameters. Comment on whether the implications of uncertainty in technical conclusions are clearly stated.

- i. The meeting applied a range of approaches to estimate the statistical uncertainty of the assessment models (bootstrap, likelihood profiles, delta method), although the estimation of uncertainty of key derived parameters for the complex models (MFCL/SS) is time consuming and not well suited to the meeting environment. The approaches used to estimate uncertainty from the MFCL model(s) could not be applied to directly estimate the joint probability distributions for the indicators of current stock status (B/Bmsy and F/Fmsy).
- ii. Statistical estimates of uncertainty quantify the uncertainty associated with a specific model formulation but do not reflect the structural uncertainty of the model(s). A range of plausible model options were developed, although in most cases, these options were simple one-change model sensitivities. The resulting suite of model options is considered unlikely to adequately represent the overall level of structural uncertainty of the assessment models. For the complex models, the estimation of structural uncertainty is not a trivial exercise and cannot be undertaken in the framework of the assessment meeting.
- iii. For MFCL/SS and the ASPIC models, some additional analysis of the uncertainty associated with key model parameters is likely to be informative. For example, likelihood profiles of initial stock conditions (initial F, B1/K) and equilibrium recruitment are likely to be informative regarding the information content of various data sets. This information was presented for some of the model options but is particularly useful for understanding the interactions between the various data sets included within the more complex models. Again, this sort of detailed analysis cannot be undertaken during the framework of the assessment meeting.
- iv. For the southern albacore model options, there was a thorough analysis of the uncertainty associated with the key model parameters (priors and fixed parameters) and the individual data sets. The main sources of uncertainty were encompassed in the selection of the model options used for the final assessment advice. For the ASPIC models, the constraints on key parameters (i.e. B1/K) resulted in considerably lower estimates of model uncertainty compared to the BSP model that incorporates uncertainty associated with the initial conditions.

6. Comment on whether the stock assessment results are clearly and accurately presented in the detailed report of the Stock Assessment.

- i. Overall, the results of the individual assessments are well documented, particularly for the simpler production models. The more complex models are difficult to adequately document in the meeting report and more detailed papers are generally required to support these analyses. The final agreed MFCL model(s) differed from the model options presented in the preliminary SCRS document (58). It is recommended that this document be updated to fully document the final model results. This document should include the detailed model configuration, including the code used to set all the model options during the fitting procedure (doitall file). Considerable development was made in the implementation of the SS models for northern albacore. While not used in final management advice, the model results are useful, particularly in relation to the development of a sex specific assessment model. However, the documentation of the SS model is limited to the summary provided in the final report. A more comprehensive supporting document is warranted with particular focus on the elements unique to the SS platform.
- ii. In summarising the assessment advice in the Executive Summary, it would be informative to identify and summarise the trends in the key model inputs and link those trends more directly to the current stock status. For the northern assessment, this would focus on the trend in the C-T longline and the troll CPUE indices; it is more difficult to succinctly summarise the inputs to the southern assessment but it would be informative to emphasise that much of the uncertainty in the assessment resulted from the influence of specific CPUE indices. Recent trends in stock status should be explicitly linked to recent catches to highlight that the improvement in stock status is attributable to a decline in the level of fishery catch (rather than an increase in recruitment).
- iii. The Executive Summary outlook for the northern albacore is really quite optimistic, although I think this section should include a number of qualifiers. I am mainly concerned with the application of the ASPIC model for stock projections when the model dynamics differ considerably from the MFCL model, particularly relating to recruitment. The yield estimates from MFCL are lower than the ASPIC model and the MFCL model reveals a temporal trend in recruitment, with lower recruitment over the last 20 years. Consequently, model projections from the MFCL model may well be less optimistic and, with the inclusion of recruitment variability, considerably more uncertain.
- iv. The summary of southern albacore projections would be more informative if it highlighted the contrasting trends in the catch limit stock projections for the different model options. The uncertainty in the southern assessment indicates that a more robust management approach is required to deal with the uncertainty (rather than a constant catch limit of F strategy). Some additional analysis using a HCR similar to the range of HCRs proposed for the northern stock would have been informative.

7. Comment on potential improvements on the stock assessment SCRS process (CPC participation, transparency, objectivity, documentation, uncertainty characterization, etc.) as applied to the reviewed assessments.

- i. The data preparatory and assessment meetings were well supported by ICCAT secretariat staff and the range of participants from CPCs provided the technical skills required to conduct and review the various data sets and results of the stock assessment modelling. Both meetings were professionally conducted under the capable chairmanship of Dr Haritz Arrizabalaga (AZTI). The level of cooperation and collegial relationship among the meeting participants enabled the completion of the (ambitious) work plan and agenda at the assessment meeting.
- ii. Participation at the data preparatory meeting included representatives from the main CPCs involved in the North Atlantic albacore fishery (Chinese Taipei, Spain, Ireland, Japan and USA) with the exception of France. The representation of the CPCs in the South Atlantic fishery included Chinese Taipei, Japan, Spain and Uruguay but did not include three of the

- main fishing nations, in terms of recent annual catches (South Africa, Namibia and Brazil). The assessment meeting was well attended by the main CPCs, with the exceptions of South Africa and Namibia. There was a sufficient number of participants at the latter meeting to critically review the range of assessment models presented to the group and formulate the relevant management advice.
- iii. A range of key data issues were identified during the preparatory meeting and the subsequent assessment meeting. Unfortunately, the meeting participants from the respective CPCs were not able to address the specific issues associated with these data during the two meetings or in the intervening period.
 - iv. The group has made considerable progress in the application of the relatively complex modelling approaches (MFCL/SS) utilised by many of the other tuna RFMOs to the assessment of the northern albacore stock. However, considerable resources are required to develop and support these more complex assessments. These models cannot be adequately developed during a short assessment meeting as they require considerable time to configure the data sets, conduct routine model testing, undertake a range of model sensitivities, evaluate model performance (goodness of fit criteria, etc) and estimate of model uncertainty. Experience from other tuna RFMOs indicates that the initial development of these assessment models typically takes an experienced analyst approximately 3-6 months. More routine updates of the assessment model probably require about one month of work in advance of an assessment meeting.
 - v. The 2013 assessment process was sufficient to update and maintain the previous MFCL assessment model, although there was not sufficient time or resources available to significantly progress the range of issues that require further analysis and investigation. It is unreasonable to expect that substantial improvements/developments in these complex models can be achieved in the framework of the assessment meeting without dedicated work being conducted inter-sessionally by a core group, including a lead analyst. This would enable a range of model options to be formulated and tested in advance of the meeting. The meeting could then focus on reviewing the range of model options and conducting a limited number of model projections based on the preferred candidate model(s).
 - vi. The development and testing of the MFCL/SS models during the assessment meeting meant that there was limited time to fully evaluate the current status quo models. This also limited the time available in the latter part of the meeting to undertake and review the range of associated model based analyses (estimates of uncertainty and stock projections) and reduced the time available for the formulation of the final stock status summaries.
 - vii. The current assessment approach, utilising both complex models and production models to assess a single stock, creates a large work load for the assessment group as the range of model. While the corroboration of the results from multiple model platforms may lead to increased confidence in the final assessment results, the development of multiple models reduces the time available for consideration of the detailed assessment results from the primary model option(s).
 - viii. During the current assessment there were some problems in the formulation of various model data sets (MFCL and VPA) by the ICCAT secretariat. This highlights the level of resourcing required to develop, maintain and support the more complex model platforms. In particular, a high level of scrutiny is required in the configuration of the various data sets. These systems can be automated to some extent, although there is a considerable overhead in the development and maintenance of the necessary software.
 - ix. The application of the more complex model platforms means that the assessment is dependent on the expertise of a relatively small number of analysts with sufficient experience in the use of the software. The shared experience from other tuna RFMOs should be utilized either through direct collaboration at the assessment meetings or via an external review of the preliminary assessment results (preferably in advance of the assessment meeting). For the complex models, it would be useful to have draft SCRS documents available in advance of the assessment meeting. This would enable a review of the key data inputs and model assumptions and, thereby, streamline the assessment process during the meeting.

- x. The group have developed a useful set of standards for the evaluation of the CPUE indices which represent the key inputs into the assessment models. This potentially provides a useful and objective framework for the weighting of the various CPUE indices and/or the selection of preferred model options. However, this approach needs to be supported by a more detailed analysis of the CPUE data from the range of fleets. A similar approach should also be developed for determining the reliability of the various CAS data sets.

8. Comment on the adequacy of the workplan for the assessment and whether it was adequately addressed by the Data or Assessment Working groups.

- i. The data sets were all provided by the CPCs in advance of the Data Preparatory meeting. However, there were some technical issues that delayed the finalisation of the CAA estimates. Similarly, there were some delays in the finalisation of the MFCL input data sets.
- ii. The group completed the range of assessment models specified in the work plan. In hindsight, the decision to apply three alternative modelling approaches to the northern albacore stock (and the addition of the ASPIC modelling approach), in addition to the assessment of southern albacore, placed a heavy work load on the group and insufficient time was available to thoroughly evaluate the complex models.
- iii. Both the north and south assessments are highly dependent on the assumptions made regarding the various CPUE indices. Again, in hindsight, it would have been invaluable to have conducted a more detailed review of these data inputs at the Data Preparatory meeting. This was identified as an item of the work plan (“Evaluate the indices against the standards provided by the WGSAM”) although such an evaluation requires a more integrated approach for comparing and contrasting the indices and there was insufficient time available during either meetings to undertake the required analyses.
- iv. The candidate limit reference points and HCRs were not formally evaluated using an operating model consistent with MFCL (as specified in the work plan). Instead, the HCRs were evaluated using the projections of the range of ASPIC model scenarios. Most of the probability density of the bootstraps from the 7 scenarios was within the $F < F_{msy}$; $B < B_{msy}$ quadrant. So the stock projections are essentially evaluating a rebuilding/recovery plan rather than evaluating the performance of the HCR for a (wide) range of stock conditions. A full evaluation of the candidate HCRs requires testing under a range of stock scenarios, particularly encompassing the range of recruitment assumptions (stochastic recruitment, auto correlation in recruitment) and harvesting assumptions (e.g. adherence to catch limits, auto correlation in fishing mortality levels).

9. Consider the research recommendations provided by the working group and suggest any additional recommendations or prioritizations warranted. Clearly denote research and monitoring needs that could improve the reliability of future assessments. Recommend an appropriate interval for the next assessment considering control rules or management strategy in effect.

- i. The working group identified the primary research needs within the list of recommendations. Of the proposed research needs, the most immediate need to undertake a detailed review of the CPUE indices from the main longline fisheries. These indices are the primary input data in the assessment models and a relatively small study could result in considerable improvement in the quality of the current assessments and/or better quantification of the uncertainty associated with the assessments. Similarly, a detailed review of the various longline CAS data is also a high priority. These analyses may result in a restructuring of the input data sets for the current assessment models.
- ii. The review of these data sets should be undertaken well in advance of the next assessment. A proposed timeframe would involve undertaking the work during 2013/14. The results could then be reviewed by the working group enabling detailed recommendations for the configuration of the next iterations of the MFCL/SS models. These models could be developed inter-sessionally for reporting to the working group in mid-2015. The assessment could be deferred for another year (until 2016) if there were no large changes in the perception

- of the quality of various key data inputs from those applied in the current assessment, particularly if the current status quo level of catch, fishing effort and catch limit was maintained.
- iii. Some progress has been made towards the development of a MSE for the northern albacore stock. The implementation of a MSE is a complex task and requires considerable technical resources from the group. However, it does provide a framework for evaluating alternative monitoring approaches for the stocks as well as testing alternative HCRs in a more thorough manner (including stochastic recruitment, autocorrelation in recruitment, consideration of the implementation error, etc). The MSE approach should be applied to determine the appropriate periodicity of future assessments under different management scenarios and the trade-offs/biases of various assessment approaches (MFCL/SS, VPA and production models).
 - iv. The MSE approach could be used to evaluate alternative monitoring approaches and the relative benefits of improved data collection. For example, there is potential to substantially improve the knowledge of the current status of the albacore stocks by obtaining a series of direct estimates of the annual age structure of the longline fishery. Alternatively, a tagging project may be the best way of determining the current stock size and exploitation rates. The relative merits of each programme are best tested using a MSE simulation approach, while ensuring the practical design elements of each monitoring approach are considered in sufficient detail.
 - v. In the south Atlantic, stock structure remains uncertain. It is highly unlikely that a single scientific approach will adequately resolve the stock relationships in this area. However, a useful starting point would be to obtain separate estimates of key biological parameters (growth, maturity, sex ratio) from the south-east Atlantic, south-west Atlantic and south-west Indian Ocean. In addition, similar age, growth, maturity information should also be routinely obtained from the main fishery area from the north-west Atlantic. These data may identify temporal and spatial differences in the growth rates of albacore similar to those recently documented for the south Pacific albacore stock.

Overall comment

The work plan for the group was ambitious, particularly the requirement to undertake assessments of the two stocks using a range of alternative modelling approaches. The implementation of the more complex models (MFCL and SS) is not well suited to the collaborative development of an assessment in the working group environment. These models require considerable development, evaluation and testing by dedicated assessment personnel. Ideally, the working group would be involved in providing direction during the development phase of the assessment and provide a thorough review of the final range of model scenarios. Further, for these complex models, the estimation of uncertainty associated with current and future stock status is complex and computationally intensive and cannot be undertaken during the meeting timeframe. The development of these complex models better represent the complexities of the tuna fisheries and the underlying stock dynamics; however, the reliability of these models is dependent on the availability of quality fisheries data. Simpler assessment techniques may be sufficiently reliable for the management of the albacore stocks; however, the simpler models should not be considered the default option until an evaluation of the potential biases of the various modelling approaches has been undertaken.

Overall, the Albacore working group conducted a reasonably comprehensive assessment of the northern and southern Atlantic albacore stocks, given the available resources. The conclusions regarding stock status are consistent with the assessment results and, particularly for the north Atlantic stock, these conclusions seem to be reasonably robust to the range of alternative assumptions and approaches investigated. For future projections for the north Atlantic stock should be considered indicative only and reflect the relative performance of the alternative HCRs considered. The current stock status of the southern Atlantic stock is considerably more uncertain and, consequently, the management advice (outlook) is much more equivocal than for the northern stock.

UPDATE OF STANDARDIZED CPUE OF ALBACORE TUNA, *THUNNUS ALALUNGA*, CAUGHT BY URUGUAYAN LONGLINERS IN THE SOUTHWESTERN ATLANTIC OCEAN (1983-2012)

Maite Pons¹ and Andrés Domingo¹

SUMMARY

This study presents an update of the standardized catch rate of albacore, Thunnus alalunga, caught by the Uruguayan longline fleet in the Southwestern Atlantic using information from logbooks between 1983 and 2012. Because of the large proportion of zero catches (30%) the CPUE (catch per unit of effort in weight) was standardized by Generalized Linear Mixed Models (GLMMs) using a Delta Lognormal approach. The independent variables included in the models as main factors and also as first-order interactions were: year, quarter, area, sea surface temperature and vessels categories. A total of 18,142 sets were analyzed. The standardized CPUE series of albacore caught by Uruguayan longline fleet showed a slightly decrease in their relative abundance from 1983 to 2005 and became constant in the last seven years.

RÉSUMÉ

La présente étude fournit une actualisation du taux de capture standardisé du germon (Thunnus alalunga) capturé par la flottille palangrière uruguayenne dans l'Atlantique Sud-Ouest, calculé au moyen d'informations provenant des carnets de pêche couvrant les années 1983 à 2012. Compte tenu de la quantité élevée de prises nulles (30%), la CPUE (capture par unité d'effort en poids) a été standardisée au moyen des modèles mixtes linéaires généralisés (GLMM), en ayant recours à une approche delta log normale. Les variables indépendantes incluses dans les modèles comme facteurs principaux et aussi comme interactions de premier ordre étaient: année, trimestre, zone, température à la surface de la mer et catégorie de navires. Un total de 18.142 opérations a été analysé. Les séries de CPUE standardisée du germon capturé par la flottille palangrière uruguayenne affichent une légère diminution de leur abondance relative de 1983 à 2005 et ont suivi une tendance constante au cours des sept dernières années.

RESUMEN

Este estudio presenta una actualización de la tasa de captura estandarizada del atún blanco, Thunnus alalunga, capturado por la flota de palangre uruguaya en el Atlántico sudoccidental utilizando información de los cuadernos de pesca entre 1983 y 2012. A causa de la elevada proporción de capturas cero (30%), la CPUE (captura por unidad de esfuerzo en peso) se estandarizó mediante modelos lineales mixtos generalizados (GLMM) utilizando un enfoque Delta lognormal. Las variables independientes incluidas en los modelos como factores principales e interacciones de primer orden fueron: año, trimestre, área, temperatura de la superficie del mar y categorías de buque. Se analizaron en total 18.142 lances. La serie de CPUE estandarizada de atún blanco capturado por la flota de palangre uruguaya mostró un ligero descenso en su abundancia relativa desde 1983 hasta 2005 y se volvió constante en los últimos siete años.

KEYWORDS

Albacore, CPUE, Southwestern Atlantic, Logbooks, GLMM, Longline

¹ Recursos Pelágicos, Dirección Nacional de Recursos Acuáticos (DINARA). Constituyente 1497, CP 11200, Montevideo, Uruguay, adomingo@dinara.gub.uy

1. Introduction

The Uruguayan tuna fleet began its activities in 1981. Until 1991, the pelagic longline fleet consisted mostly of large-scale freezing vessels operating with Japanese-type longline targeting their efforts mainly to bigeye tuna, *Thunnus obesus* (Rios *et al.*, 1986; Mora, 1988; Domingo *et al.*, 2008). Since 1992, most of them were replaced by small-scale fresh-fishing vessels operating with American-type longline, except for some freezing units that operate with a Spanish-type. During the latter period these vessels targeted mainly swordfish, *Xiphias gladius*. In any case, albacore, *T. alalunga*, has been incidentally caught by the Uruguayan tuna fleet (Rios *et al.*, 1986; Mora and Chiesa, 1991) since 1981, with the exception of five China-Taipei vessels targeting albacore between 1984 and 1986 (Pons *et al.*, 2012).

The present study updates the standardized catch rate of albacore tuna captured by the Uruguayan tuna longline fleet presented in Pons *et al.* (2012) up to 2012.

2. Material and methods

2.1 Data reduction and exclusion

We analyzed data from logbooks from the Uruguayan longline fleet between 1981 and 2012. However, in order to improve the database we remove the first two years of the time series because of partial and incomplete data. In addition, spatial cells where the fleet operated occasionally (grey dots in **Figure 1**) were not considered, removing 5% of the total sets. Finally, data from five vessels that operate for a short period of time targeting mainly albacore (see above) were also removed to consider only the sets where albacore was captured as bycatch.

2.2 Data used

We analyzed a total of 18,142 sets from 1983 to 2012 with complete information. The percentage of sets that captured albacore (positive sets) respect to the total sets was 70% for the entire period, with a maximum of 98% in 1990 and a minimum of 32% in 2003 (**Figure 2**).

From each fishing set the following information was used: date, geographical position (latitude and longitude) and Sea Surface Temperature (SST) at the beginning of the set, effort (in thousands of hooks), and weight (in kilograms) of albacore caught. Catch per unit of effort (CPUE) were estimated as kilograms of albacore caught per 1000 hooks by set.

We defined two areas for the analysis according to the distribution of the effort. **Area 1**, south of 34° S and 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 into three levels according to the presence of different water masses in the region: below 15° C (mainly Sub-Antarctic waters), between 15° and 20° C (frontal zone) and above 20° C (mainly tropical waters). The seasonality was considered in quarters: **1** (January-March), **2** (April-June), **3** (July-September) and **4** (October-December).

Also, to take into account potential differences between vessels in the Uruguayan tuna fleet, we used 'vessels categories' defined by a cluster analysis (see document SCRS/2011/114 for further details). These clusters consider length, gross register tonnage and engine power of each vessel (*Vcluster* in **Table 1**).

2.3 Standardized methods

Because of a large proportion of zero catches (30%) the CPUE was standardized by Generalized Linear Mixed Models (GLMMs) using a Delta Lognormal approach (Lo *et al.* 1992). The Delta method treated separately the positive observations (Lognormal) to the probability that a positive observation occur (Binomial). We used an *identity* link function and a *logit* link function for the Lognormal and Binomial models respectively. **Figure 3** shows the frequency distribution of the log-transformed nominal CPUE for positive sets of albacore.

Deviance tables (for both components of the delta model) were used to select the 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 and interactions whose deviation exceeds 5% of the total deviation explained by the full model were selected as explanatory variables.

Once selected the fixed factors and interactions, 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). The significance of the random interactions was evaluated by the Akaike information criterion (AIC), Schwarz's Bayesian criterion (BIC) (Littell *et al.*, 1996) 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 of 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**. The interaction between year and Vessel category were not included in the analysis because there was not continuity in time of each vessel category, *i.e.* larger vessels operated in the first period of the time series, between 1983 and 1992 (**Figure 4**). Finally, **Figure 5** shows the number of positive observations by factors.

All the analyses were conducted using the 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 Albacore size data

Albacore fork length data presented was taken from the Uruguayan observer program database collected between 1998 and 2012. There are no albacore size data available before 1998, year when the observer program started.

3. Results and discussion

3.1 Standardized index

Deviance table analysis, one for Lognormal and other for the Binomial models, are shown in **Tables 3a** and **3b** respectively. For the mean catch rates given in the positive sets, the factors *year*, *quarter* and *Vcluster*, and the interactions *year: quarter*, *year: area* and *year: SST* were significant (**Table 2a**). In addition, for the proportion of positive/total sets the factors *year* and *area*, and the interactions *year: area*, *year: quarter* and *year: SST* were significant (**Table 2b**).

After fixed factor were selected the interactions with the factor *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: $\log(\text{CPUE}) = \text{Year} + \text{Area} + \text{Quarter} + \text{SST} + \text{Vcluster} + \text{Random}(\text{Year: Area}) + \text{Random}(\text{Year: Quarter}) + \text{Random}(\text{Year: SST})$

Binomial Model: $\text{positive/total} = \text{Year} + \text{Area} + \text{Quarter} + \text{SST} + \text{Random}(\text{Year: Area}) + \text{Random}(\text{Year: Quarter}) + \text{Random}(\text{Year: SST})$

Diagnostic plots for the final Lognormal GLMM confirmed model assumptions of homogeneity of variance and lognormal distribution of CPUE (**Figure 6**).

Final standardized index for albacore are shown in **Table 4** and **Figure 7**. The standardized CPUE series of albacore caught by the Uruguayan longline fleet showed a slightly decrease in relative abundance from 1983 to 2005 but remained constant from then to the end of the time series (**Figure 7**).

3.2 Albacore size data

For the period 1998-2012, the Uruguayan tuna fleet captured albacores between 60 and 128 cm fork length, with an overall mean of 94 cm (N=5,908, **Figure 8**).

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.
- Højsgaard, S. and Halekoh, U. 2012. pbkrtest: Parametric bootstrap and Kenward Roger based methods for mixed model comparison. R package version 0.3-4. <http://CRAN.R-project.org/package=pbkrtest>
- Lenth, R. V. 2013. lsmeans: Least-squares means. R package version 1.06-05. <http://CRAN.R-project.org/package=lsmeans>
- Littell, R. C., Milliken, G. A., Stroup, W. W. and Wolfinger, R. D. 1996. SAS® System for Mixed Models. SAS Institute Inc., Cary NC.
- 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.
- Mora, O. 1988. Descripción de pesquería de pez espada. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 27: 283-286.
- Mora, O and Chiesa, E. 1991. Evolución y tendencias de las capturas y CPIE de atún blanco obtenidas por la flota uruguaya en el período 1981-89. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 34: 135-140.
- 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.
- Pinheiro, J. C. and Bates, D. M. 2000. Mixed-Effects Models in S and S-Plus. Springer-Verlag, New York.
- 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: 546-557.
- 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/>
- Rios, C., R. Leta, O. Mora and Rodríguez, J. 1986. La pesca de atunes y especies afines por parte de la flota de altura palangrera uruguaya. Ier. Simp. Cient. CTMFM, Mar del Plata, Argentina 1984, 1(2):483-544.
- 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 parenthesis refer to the number of categories in each variable.

Variable	Type	Observations
<i>Year</i>	Categorical (30)	Period: 1983-2012
<i>Quarter</i>	Categorical (4)	Quarter 1: January-March Quarter 2: April-June Quarter 3: July-September Quarter 4: October-December
Sea surface temperature (<i>SST</i>)	Categorical (3)	In Celsius degrees (° C), range: 8°-29° C SST1: < 15° C SST2: between 15° and 20° C SST3: > 20° C
<i>Area</i>	Categorical (2)	Área 1: < 2000 m depth * Área 2: > 2000 m depth *
Vessel cluster (<i>Vcluster</i>)	Categorical (3)	1: Mean L 51 m; Mean HP 1256; Mean GRT 322 ** 2: Mean L: 36 m; Mean HP 923; Mean GRT 286 ** 3: Mean L: 21 m; Mean HP 350; Mean GRT 110 **

* See Figure 1.

** L=length, HP= engine power (in horse power), GRT= gross register tonnage, see SCRS/2011/114.

Table 2. Deviance analysis table of positive catch rates (Lognormal) and proportion of positive sets (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	17755		
Year	29	16258	1497	37.0
Year + Quarter	3	14054	2204	54.5
Year + Quarter + Area	1	14024	30	0.7
Year + Quarter + Area+ SST	2	13957	67	1.7
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster	2	13714	243	6.0
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Year:Quarter	84	12640	1074	21.0
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Year:Area	29	13227	487	10.8
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Year:SST	50	13275	438	9.8
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Quarter:SST	6	13575	138	3.3
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Quarter:Area	3	13597	117	2.8
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Area:SST	2	13703	11	0.3
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Area:Vcluster	2	13537	177	4.2

b) Model factors proportion positives	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance
NULL	1	7743		
Year	29	3560	4183	82.6
Year + Quarter	1	3417	143	2.8
Year + Quarter + Area	3	2750	668	13.2
Year + Quarter + Area+ SST	2	2737	13	0.2
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster	2	2681	56	1.1
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Year:Area	29	2401	280	5.2
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Year:Quarter	84	1804	877	14.8
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Year:SST	51	2312	369	6.8
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Quarter:Area	3	2587	94	1.8
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Quarter:SST	6	2647	34	0.7
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Area:SST	2	2646	35	0.7
Year + Quarter + Area+ SST + Vcluster + Area:Vcluster	2	2630	51	1.0

Table 3. Analyses of the delta lognormal mixed model formulations for albacore catch rates from the Uruguayan pelagic longline fishery (1983-2012).

GLMM	Akaike's Information Criterion	Bayesian Information Criterion	Log Likelihood	Likelihood Ratio Test
Positives catch rates				
Year Area Quarter SST Vcluster	36935	37233	-18428	
Year Area Quarter SST Vcluster <i>Year:Area</i>	36643	36941	-18282	<0.0001
Year Area Quarter SST Vcluster <i>Year:Area Year:Quarter</i>	36032	36337	-17975	<0.0001
Year Area Quarter SST Vcluster <i>Year:Area Year:Quarter Year:SST</i>	35978	36291	-17947	<0.0001
Proportion of positives				
Year Area Quarter SST	2811	2980	-1369	
Year Area Quarter SST <i>Year:Area</i>	2708	2881	-1316	<0.0001
Year Area Quarter SST <i>Year:Area Year:Quarter</i>	2184	2357	-1054	<0.0001
Year Area Quarter SST <i>Year:Area Year:Quarter Year:SST</i>	2160	2338	-1041	<0.0001

Table 4. Nominal and standardized index of relative abundance of albacore in weight (kg) for the Uruguayan pelagic longline fleet (1983-2012). CV=coefficients of variation for the standardized index.

Year	N Observations	Nominal CPUE	Standard CPUE	CV
1983	1439	145.9	138.5	0.45
1984	2627	109.9	119.6	0.44
1985	891	125.2	125.1	0.45
1986	630	160.9	123.7	0.48
1987	574	163.4	115.7	0.46
1988	382	151.1	120.3	0.47
1989	313	139.0	143.8	0.50
1990	245	120.6	94.1	0.47
1991	139	128.5	109.3	0.50
1992	218	101.7	72.5	0.53
1993	143	99.3	126.7	0.58
1994	228	83.9	56.6	0.55
1995	529	125.3	90.4	0.55
1996	593	182.2	123.9	0.52
1997	428	124.6	91.0	0.54
1998	564	151.4	125.6	0.53
1999	525	148.2	99.8	0.53
2000	466	110.1	79.5	0.61
2001	553	69.9	46.2	0.62
2002	682	63.8	37.3	0.70
2003	962	38.9	26.0	0.73
2004	1216	24.3	18.8	0.72
2005	1322	17.7	11.9	0.74
2006	746	78.4	46.0	0.56
2007	478	50.0	57.9	0.50
2008	476	53.8	43.5	0.50
2009	404	85.6	55.0	0.56
2010	130	51.9	48.3	0.55
2011	126	24.8	30.4	0.59
2012	113	50.8	40.2	0.59

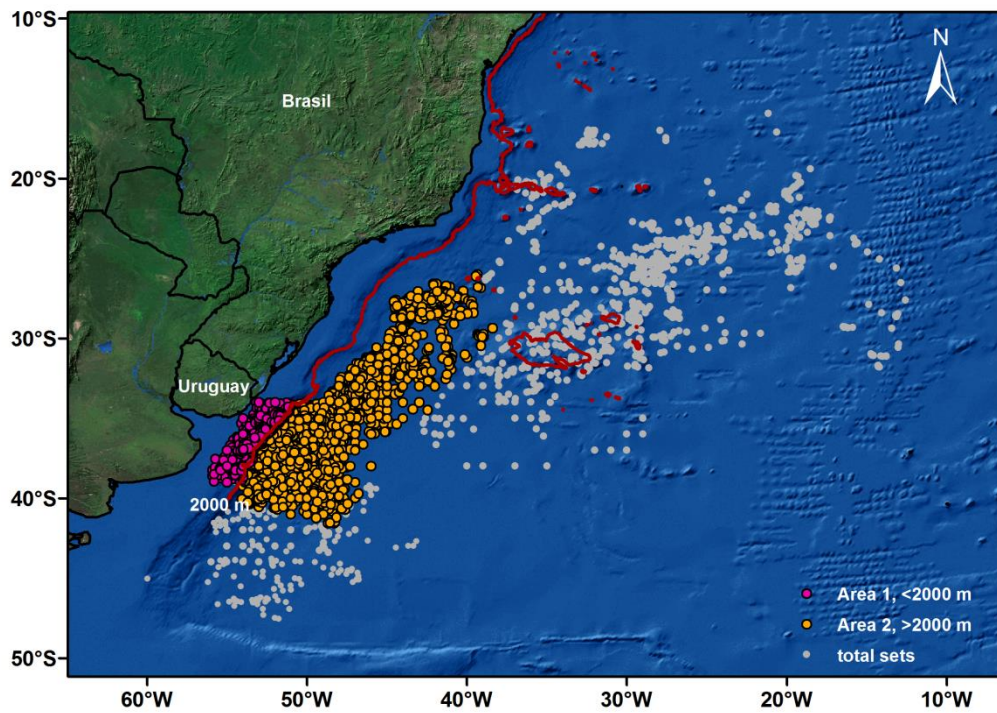


Figure 1. Distribution of longline sets deployed by Uruguayan longline fleet in the Southwestern Atlantic Ocean. Color dots represent the two areas selected for the models: **Area 1**, below 2000 m depth (red line); and **Area 2**, above 2000 m depth. Gray dots were left out of analysis.

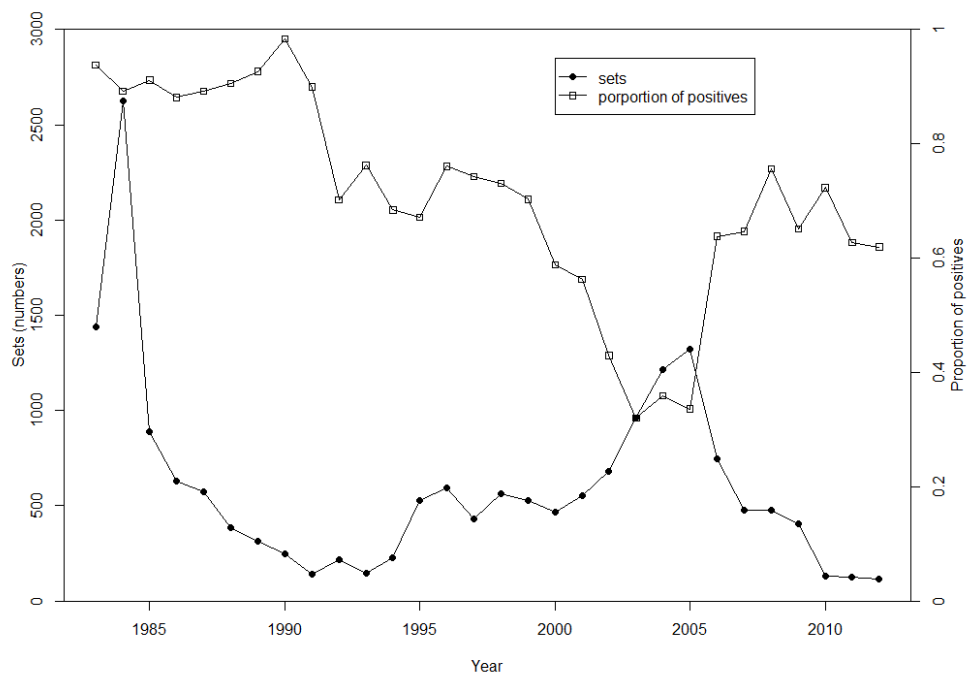


Figure 2. Number of sets and proportion of albacore positive sets by year (1983-2012) for the Uruguayan longline fleet.

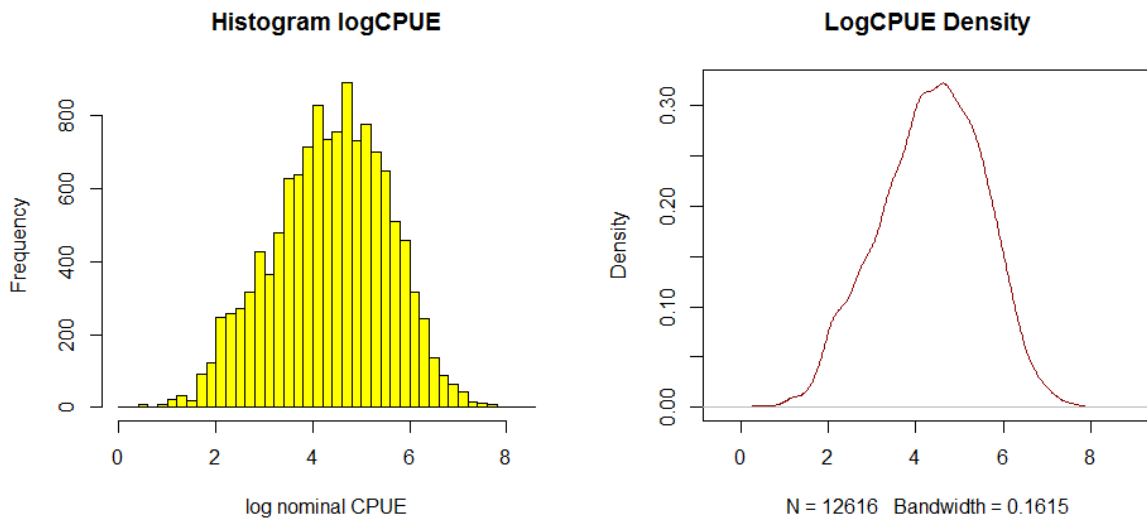


Figure 3. Frequency distribution of Log-transformed nominal CPUE for positive sets of albacore caught by Uruguayan longliners between 1983 and 2012.

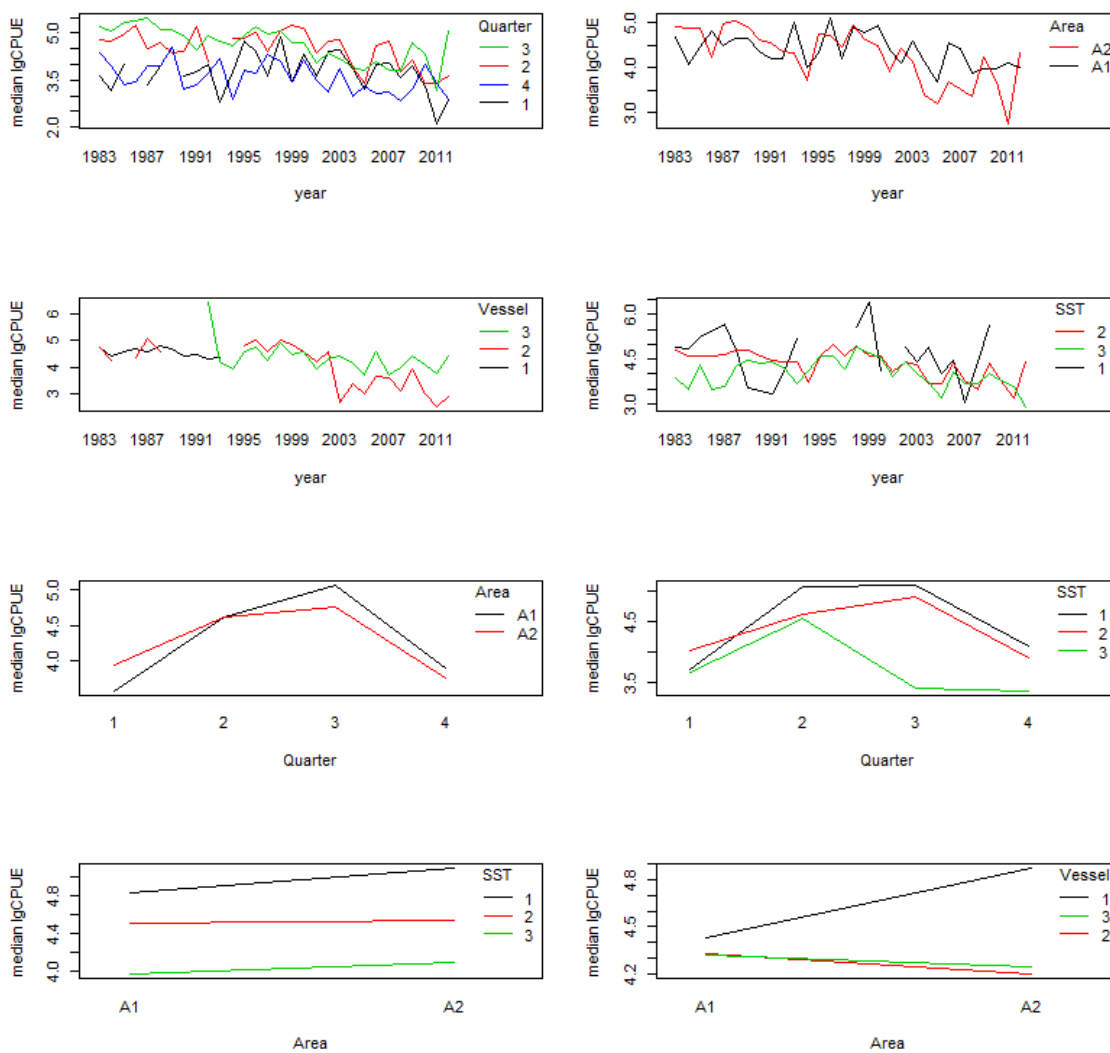


Figure 4. Interaction plots between factors for the logCPUE (Year, SST, Area, Quarter and Vessel cluster).

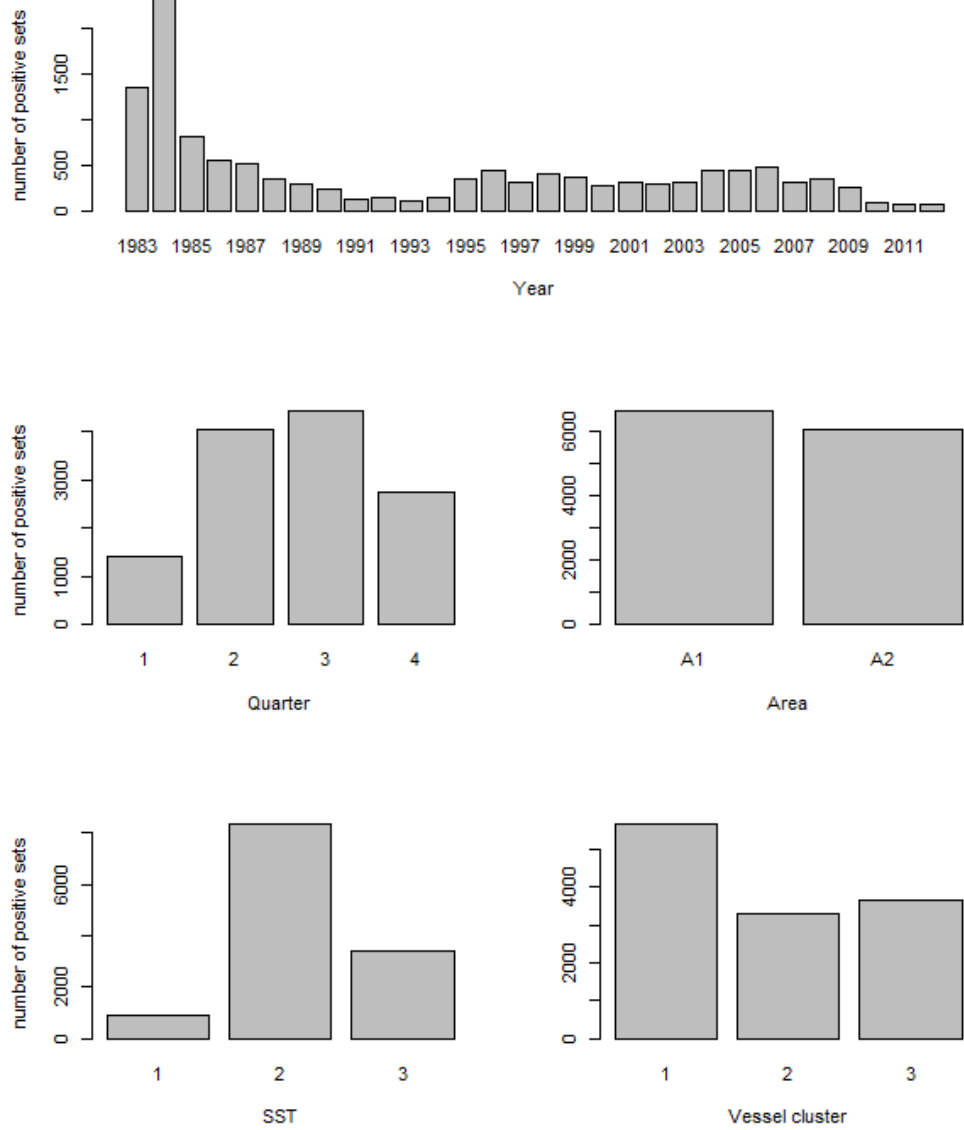


Figure 5. Number of positive sets by factors (Year, SST, Area, Quarter and Vessel cluster).

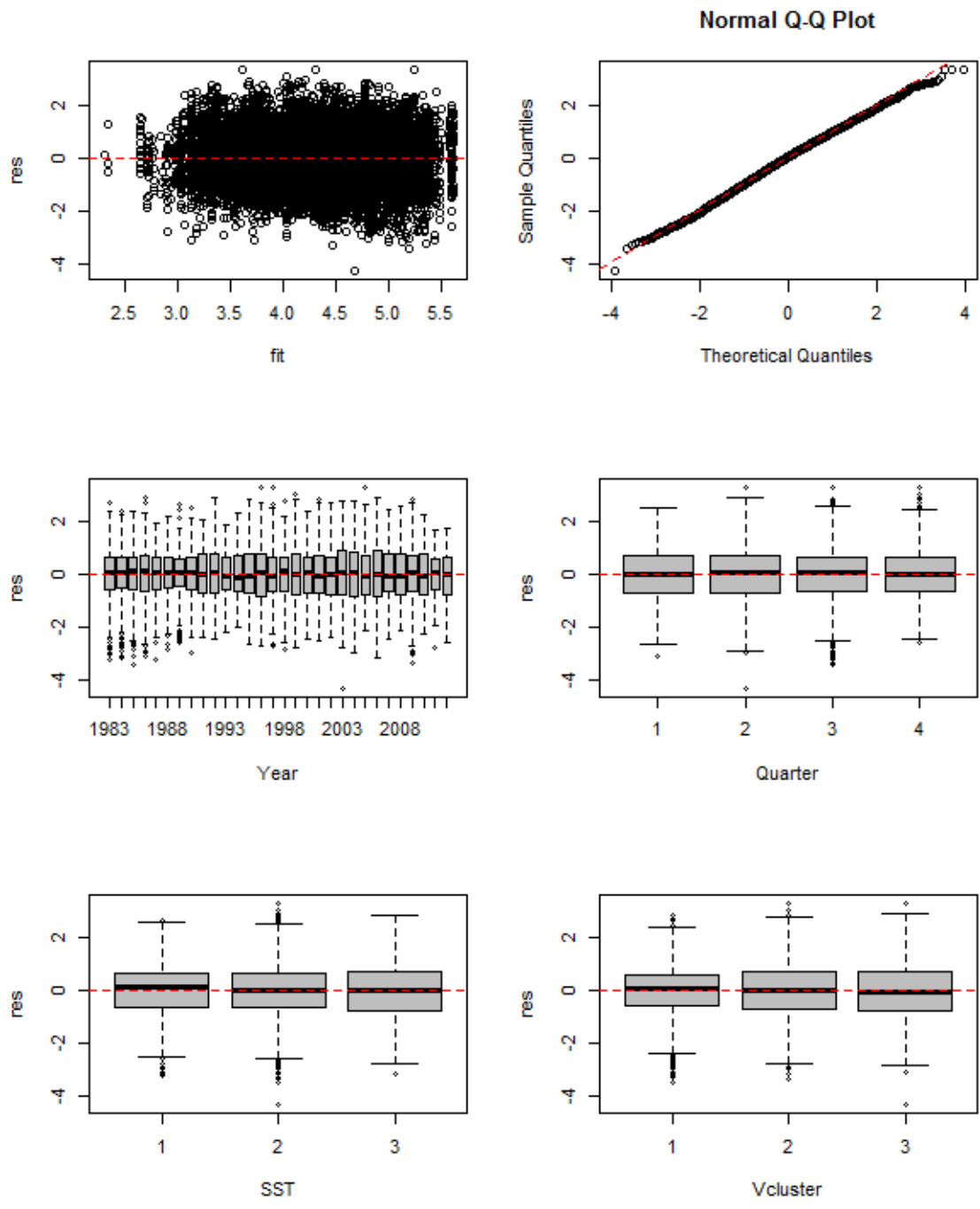


Figure 6. Diagnostic plots for positive albacore catch rates (Lognormal GLMM). In all plots the broken line represents the expected pattern of observations.

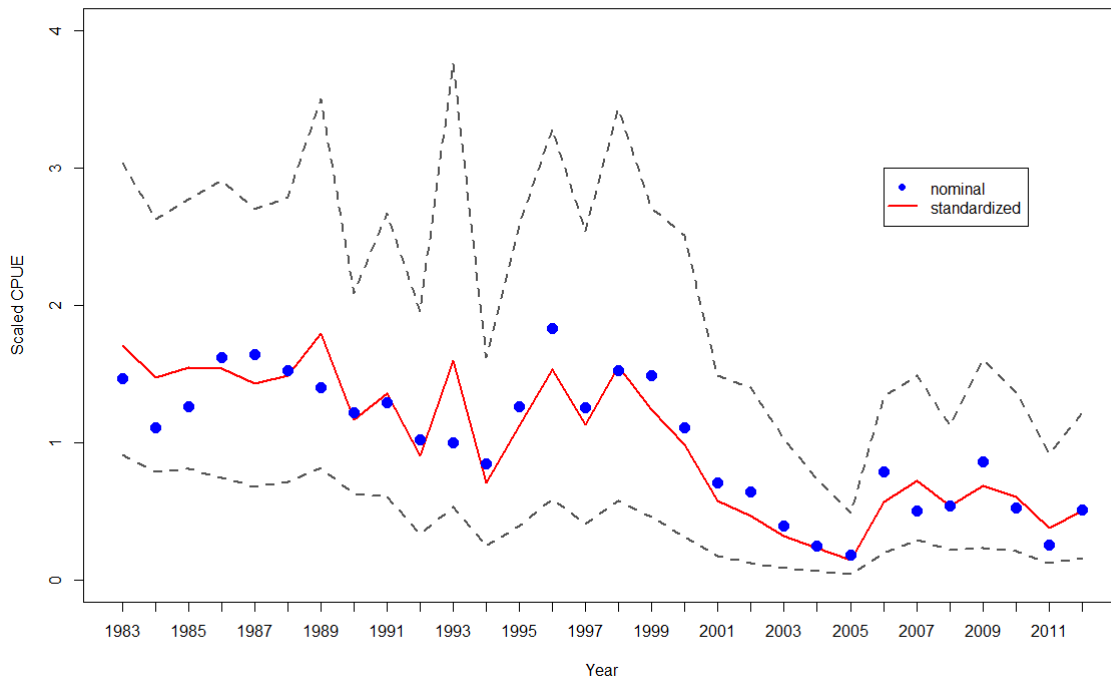


Figure 7. Scaled nominal and standardized indices of abundance in biomass for albacore caught by Uruguayan pelagic longline fleet. Dotted lines correspond to the 95% confidence interval of the estimated standardized index.

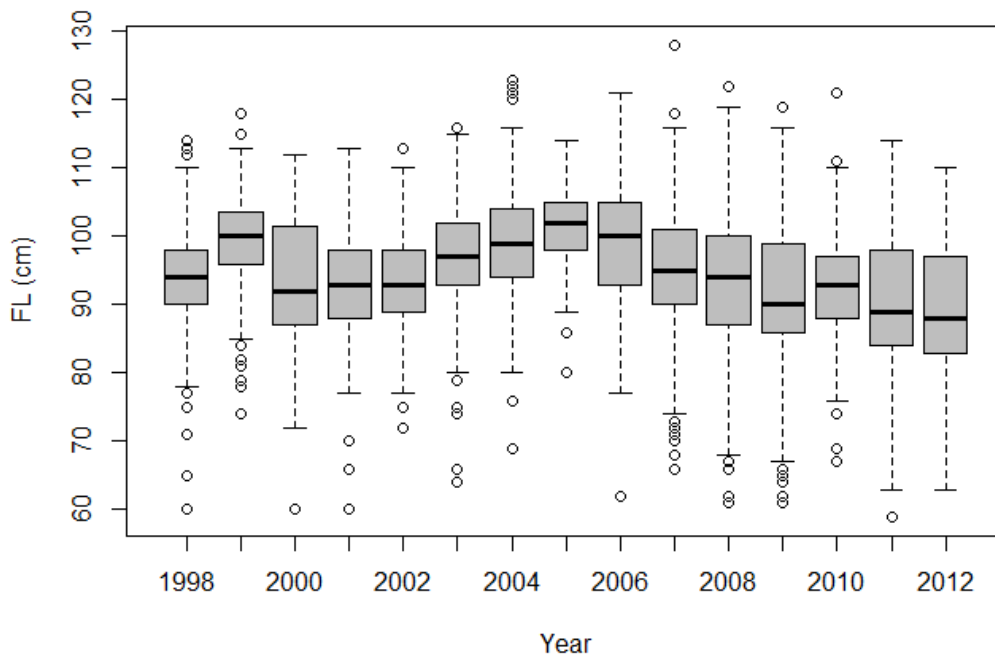


Figure 8. Length frequency (N=5,908) of albacores captured by the Uruguayan tuna fleet (sex combined) per year (1998-2012).

**STANDARDIZED NORTH EAST ATLANTIC ALBACORE (*THUNNUS ALALUNGA*)
CPUEs FROM THE SPANISH BAITBOAT FLEET, BY QUARTER,
FOR THE PERIOD 1981-2011**

Victoria Ortiz de Zárate¹, J.M. Ortiz de Urbina² and B. Pérez¹

SUMMARY

Nominal catch in number of fish per unit effort (CPUEs) of North Atlantic albacore (Thunnus alalunga) caught by the Spanish baitboat fleet in the North eastern Atlantic were collected by individual trip for the period 1981-2011 and analyzed by generalized linear model (GLM). The year and quarter interaction factor was included to obtain year-quarterly CPUE series to use in Multifan-CL model fit. The model had a log-normal error distribution with constant variance.

RÉSUMÉ

La prise nominale en nombre de poisson par unité d'effort (CPUE) de germon de l'Atlantique Nord (Thunnus alalunga) capturé par la flottille de canneurs espagnols dans l'Atlantique Nord-Est a été recueillie par sortie individuelle pour la période 1981-2011. Celle-ci a été analysée au moyen d'un modèle linéaire généralisé (GLM). Le facteur d'interaction année et trimestre a été inclus afin d'obtenir des séries de CPUE annuelle-trimestrielle à utiliser dans l'ajustement du modèle Multifan-CL. Le modèle avait une distribution d'erreur lognormale avec une variance constante.

RESUMEN

La captura nominal en número por unidad de esfuerzo (CPUE) del atún blanco del Atlántico norte capturado por la flota española de cebo vivo, recogidas en mareas individuales durante el período de 1981 a 2011, fueron analizadas con un Modelo Generalizado Lineal (GLM). El factor de interacción año y trimestre fue incluido en el análisis para obtener la CPUE estandarizada por año y trimestre para su utilización en el ajuste del modelo Multifan-CL. El modelo tenía una distribución de error lognormal con una varianza constante.

KEYWORDS

*Thunnus alalunga, Albacore, Standardization, Quarterly CPUEs,
Baitboat fleet, GLM, North Atlantic*

1. Introduction

The North Atlantic albacore stock has been assessed since 2007 (Anon. 2008), by applying the method MULTIFAN-CL (Fournier *et al.*, 1998) among others assessment methods. This model is applied to catch, effort and length frequency data compiled for all the fisheries in the North Atlantic Ocean. Accordingly to the 2013 work plan elaborated for the 2013 assessment session it is required to prepare several statistics and set of data derived from the monitoring of the commercial fleet activities targeting this stock. Therefore the catch per unit of effort (CPUE) series for Spanish bait boat fishery by quarter and year were updated and standardized to calculate the corresponding standardized fishing effort for this fishery (Ortiz de Zárate and Ortiz de Urbina, 2008; 2010).

¹ Instituto Español de Oceanografía. Apdo.240. 39080 Santander. Spain. victoria.zarate@st.ieo.es

² Instituto Español de Oceanografía. Apdo.285. 29640 Fuengirola (Málaga). Spain. urbina@ma.ieo.es

The aim of this paper is to present the information on catch per unit of effort (CPUE_n) expressed in number of albacore caught per fishing day by the Spanish bait boat fishery operating in the Bay of Biscay and adjacent North east Atlantic area during the period 1981 to 2011. To derive the quarterly based standardized CPUEs, the interaction term year * quarter, was modelled by means of the Generalized Linear Modelling (GLM) approach assuming the log-normal error distribution model in the analysis.

The time series of standardized bait boat CPUE's by quarter/year from 1981 to 2011 are presented to be used in the Multifan-CL model analysis to estimate the state of the population of North Atlantic albacore stock in the 2013 assessment session.

2. Materials and Methods

Data collected from the Spanish bait boat fishery comprises a total of 2723 trips compiled from 1981 through 2011. Information on trips from commercial bait boats was recorded at landing ports through interviews of skippers and the catch landed by commercial categories was randomly sampled to the nearest centimeter (FL= 35–120 cm range) on each single trip surveyed. Each record contains information on: date of landing, number of fishing days, area of effort, catch in number, catch in weight (k), likewise information on size of catches landed by commercial categories was obtained through random sampling, measuring the fish to the nearest centimeter (FL= 35–120 cm range). In **Table 1**, is summarized the sampling coverage in number of fish, in relation to the total catch in number of fish, for the period from 2000 to 2011.

The seasonal migration of immature albacore to the northeast Atlantic waters and the Bay of Biscay during summer months determines the spatial and temporal activity of the fleet according to the species annual behavior and spatial distribution in the Bay of Biscay and North Eastern Atlantic waters. The fishing ground for the bait boat fleet has remained unchanged in broad sense, however it shows inter annual variability depending on availability of the resource (Ortiz de Zárate and Barreiro, 2010; Ortiz de Zárate *et al.*, 2011; 2012; 2013). The stratification of the fishing area concerning trips location, is the same as in previous analyses (Ortiz de Zárate and Cramer, 2001; Ortiz de Zárate and Ortiz de Urbina, 2008; 2010) and it was defined as the explanatory variable ZONE factor with four levels (1=NE, 2=SE, SW =3 and 4=NW) in the Generalized Linear Model applied in the CPUE'S analyses (**Figure 1**). The number of trips for the whole period comprising 1981 to 2011 were summarized in relation to the spatial and temporal strata. Total CPUE's observations were included in the analyses and are presented in **Table 2**. All the observations are positive trips and the nominal catch rate expressed in number of fish per fishing day was log transformed. Frequency distribution of the log transformed response variable for years 1981 to 2011, is shown in **Figure 2**.

Based on seasonality of bait boat fleet, the observations were grouped by calendar quarter, using the following description: QUARTER 2 (May-Jun), QUARTER 3 (Jul-Aug-Sept) and QUARTER 4 (Oct-Nov-Dec).

Additionally, this factor was included in the model as year*time interaction fixed factor to derive the yearly standardized CPUE's by quarter. Therefore the set of fixed factors: Year, Zone, Quarter that significantly explained the observed variability of the response variable (Ortiz de Zárate and Ortiz de Urbina, 2008; 2010) and an interaction term [Year*time] were included as explanatory variables in the formulated model as follows:

Model formulation

$$\log(\text{CPUE}_n) = \mu + Y_i + Z_k + \text{QUARTER}_l + Y_i * \text{QUARTER}_l + \varepsilon_{ikl}$$

where

μ = overall mean

Y = year factor; levels: 1981-2007

Z = area factor; 4 levels: NE (1), SE (2), SW (3), NW (4)

QUARTER = time factor; 3 levels: 2, 3, 4

ε_{ikl} = log-normal error distribution

Analyses were done using GLM procedure of S-PLUS 2000 statistical software (Professional release 2) which includes the contrast treatment option to estimate the coefficients relative to the first level of each factor in the model. Also another run was done using GLM code R version 2.12.1

Year*time least squares means (LSmeans) were bias corrected using the algorithm of Lo et al., (1992) and back-transformed estimates of CPUE's calculated. Standardized catch rates in number of fish per fishing day (CPUE_n) were estimated for the interaction term year*time strata of the model.

3. Results and Discussion

The model fit and the summary statistics of the ANOVA Type I significance test for fixed factors are shown in **Table 3a** and **3b**, respectively. As shown, the model accounted for 23.58 % of the variability of the observed log-CPUE when counting for the year*quarter term.

Diagnostics plots of the model are shown in **Figure 3**. Plots of standardized residuals, plots of residuals against predicted log CPUE values, response variable against predictor variables and the normalized cumulative residuals (or QQ-residual plots) are represented. Some negative residuals on the tail of the normal distribution are appreciated, that don't fit well the normal standard distribution. Those observations represent a number of trips with very low number of fish (i.e. 2 fish) caught. Nevertheless the log catch rates of the lognormal model suggests a reasonably overall fit for the time series analysed.

The quarterly standardized nominal catch rates (CPUE_n) and estimated coefficients of variation for the model fit are presented in **Table 4**. Likewise, time series of the standardized CPUE (log-scale), nominal CPUE (log-scale) and the respective 95% low and high confidence intervals of the response variable along with a lowest trend fit to show evolution of the response variable, are shown in **Figure 4**.

Acknowledgments

The authors would like to thank all the network sampling staff involved in the collection of data at fishing ports. The work related to this document was supported by the IEO project PNDB partially funded by EU in years 2009 to 2011.

References

- Anon. 2008a. Report of the *Ad Hoc* Meeting to Prepare MultifanCL inputs for the 2007 Albacore Assessment (Madrid, Spain, March 12 to 14, 2007). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(3): 597-696.
- Fournier, D.A., J. Hampton and J.R. Sibert. 1998. MULTIFAN-CL: a length based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to South Pacific albacore, *Thunnus alalunga*. Can. J. Fish Aquat. Sci., 55: 2105-2216.
- 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 de Zárate, V. and Cramer, J. 2001. Standardized age specific catch rates for albacore, *Thunnus alalunga*, from the Spanish baitboat fishery in the Northeast Atlantic Ocean, 1981-1999. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52 (4): 1418-1428.
- Ortiz de Zárate, V. and Ortiz de Urbina, J.M. 2008. Standardized fishing effort of albacore, *Thunnus alalunga*, caught by the Spanish baitboat fishery in the Northeast Atlantic Ocean, 1981-2005. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62 (3): 816-823.
- Ortiz de Zárate, V. and Barreiro, S. 2010. Statistics from the Spanish albacore (*Thunnus alalunga*) surface fishery in the North eastern Atlantic in 2008. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65 (4): 1437-1445.
- Ortiz de Zárate, V. and Ortiz de Urbina, J. M. 2010. Standardized North East Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) CPUEs from the bait boat fleet by quarter, for the period 1981-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65 (4): 1298-1305.
- Ortiz de Zárate, V. and Perez, B, and Ruiz, M. 2011. Statistics from the Spanish albacore (*Thunnus alalunga*) surface fishery in the North eastern Atlantic in 2009. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66 (5): 1931-1939.

Ortiz de Zárate, V. and Perez, B, and Ruiz, M. 2012. Statistics from the Spanish albacore (*Thunnus alalunga*) surface fishery in the North eastern Atlantic in 2010. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68 (2): 639-647.

R version 2.12.1 (2010-12-16). Copyright (C) 2010. The R Foundation for Statistical Computing. ISBN3-900051-51-07-0.

S-PLUS. 1999. S-PLUS 2000 Professional Release 2. Copyright © 1988-1999. MathSoft. Inc.

Table 1. Summary of sampling coverage in number of fish obtained from monitoring of bait boat fleet, years 2000 to 2011.

Baitboat	No. Sample	No. Catch	Percentage	Mean %
2000	15231	1726156	0.88	1.51
2001	14157	488788	2.90	
2002	10729	505709	2.12	
2003	13362	1299360	1.03	
2004	15881	1172419	1.35	
2005	39315	1107560	3.55	
2006	20186	1923541	1.05	
2007	14060	969233	1.45	
2008	6273	853732	0.73	
2009	5652	498845	1.13	
2010	6429	722769	0.89	
2011	10468	965334	1.08	

Table 2. Summary of observations by Zone and Quarter analysed in the model.

Quarter	No. OBS	ZONE	No. OBS
2	12	NE	866
3	2270	SE	1588
4	441	SW	228
		NW	41
Total	2723		2723

Table 3.a. Summary of fits for the YEAR*QUARTER model

Model	QUARTER*YEAR	DF	Residual SE	Adj R-Square
		2655	0.8793	0.2358

Table 3.b. ANOVA Type I test for fixed factors in Model YEAR*QUARTER

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr(>F)
YEAR	30	282.166	9.40553	12.1640	< 2.20E-16
TRIM	2	187.021	93.51071	120.9356	< 2.20E-16
ZONE	3	22.381	7.46039	9.6484	< 2.20E-16
YEAR*TRIM	32	209.606	6.55020	8.4712	< 2.20E-16
Residuals	2655	2052.919	0.77323		

Table 4. Quarterly Standardized CPUEs estimated from lsmeans and standard error and log nominal CPUE in number of fish per fishing day. BB fleet, 1981-2011.

YEAR	Quarter	lsmean	SE	lower.CL	upper.CL	CV (%)	Standardized			Nominal
							CPUE _n	lower.CL	upper.CL	lnCPUE _n
1981	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1981	3	4,8584	0,1921	4,4818	5,2350	3,9533	189,6147	130,1092	276,3354	4,8441
1981	4	4,2175	0,6236	2,9948	5,4402	14,7850	99,8914	29,4112	339,2673	4,3070
1982	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1982	3	4,8331	0,1562	4,5268	5,1394	3,2322	184,8715	136,0946	251,1304	4,8465
1982	4	4,8656	0,6232	3,6437	6,0876	12,8077	190,9887	56,2756	648,1792	4,8736
1983	2	4,2976	0,8805	2,5710	6,0241	20,4887	108,2185	19,2514	608,3305	4,2239
1983	3	5,2062	0,1637	4,8851	5,5272	3,1446	268,4695	194,7509	370,0922	5,2536
1983	4	5,0192	0,2119	4,6038	5,4347	4,2211	222,6928	146,9879	337,3889	4,9637
1984	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1984	3	4,6347	0,1776	4,2864	4,9830	3,8328	151,6078	107,0150	214,7824	4,6740
1984	4	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1985	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1985	3	4,9696	0,1370	4,7011	5,2382	2,7558	211,9231	162,0131	277,2080	4,9496
1985	4	5,0634	0,3615	4,3546	5,7722	7,1391	232,7498	114,5658	472,8510	5,0985
1986	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1986	3	4,8015	0,1425	4,5220	5,0810	2,9687	179,1231	135,4456	236,8851	4,8518
1986	4	4,9290	0,2012	4,5344	5,3235	4,0821	203,4748	137,1404	301,8950	4,9695
1987	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1987	3	5,2716	0,1561	4,9654	5,5778	2,9620	286,6231	211,0283	389,2973	5,3083
1987	4	4,8954	0,2813	4,3437	5,4470	5,7468	196,7583	113,3332	341,5931	4,9360
1988	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1988	3	5,1678	0,1298	4,9132	5,4223	2,5124	258,3570	200,2882	333,2614	5,1566
1988	4	5,2773	0,1808	4,9228	5,6319	3,4261	288,2765	202,2265	410,9421	5,2559
1989	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1989	3	4,9571	0,0880	4,7845	5,1296	1,7755	209,2738	176,1023	248,6935	5,0000
1989	4	4,8704	0,1453	4,5855	5,1553	2,9827	191,9013	144,3336	255,1458	4,8987

Table 4. Cont

YEAR	Quarter	lsmean	SE	lower.CL	upper.CL	CV (%)	Standardized		Nominal	
							CPUEn	lower.CL		upper.CL
1990	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1990	3	5,6878	0,1280	5,4369	5,9387	2,2499	434,5905	338,1458	558,5428	5,6745
1990	4	4,8298	0,2388	4,3616	5,2980	4,9437	184,2599	115,3717	294,2810	4,8027
1991	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1991	3	5,3286	0,1209	5,0914	5,5657	2,2697	303,4334	239,3692	384,6440	5,2978
1991	4	4,7065	0,2673	4,1823	5,2308	5,6802	162,8983	96,4386	275,1585	4,6277
1992	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1992	3	5,3389	0,1202	5,1031	5,5746	2,2522	306,5697	242,1776	388,0830	5,2981
1992	4	3,6855	0,2962	3,1047	4,2663	8,0370	58,6800	32,8281	104,8901	3,6481
1993	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1993	3	5,4471	0,1182	5,2154	5,6787	2,1692	341,5999	270,9557	430,6632	5,3920
1993	4	5,0093	0,4420	4,1425	5,8760	8,8241	220,4966	92,6781	524,5980	4,9356
1994	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1994	3	5,4998	0,1379	5,2295	5,7702	2,5068	360,1185	274,8123	471,9053	5,5505
1994	4	5,1403	0,2316	4,6862	5,5943	4,5052	251,3482	159,6122	395,8092	5,0666
1995	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1995	3	5,3894	0,1184	5,1572	5,6215	2,1970	322,4488	255,6395	406,7177	5,3879
1995	4	4,9003	0,3959	4,1240	5,6765	8,0789	197,7195	90,9740	429,7163	4,8266
1996	2	6,1705	0,8862	4,4327	7,9083	14,3627	704,1900	123,8723	4003,1877	6,0398
1996	3	5,4487	0,1073	5,2384	5,6591	1,9685	342,1767	277,2757	422,2693	5,4559
1996	4	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1997	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1997	3	5,5057	0,1541	5,2034	5,8080	2,7997	362,2307	267,7426	490,0646	5,4980
1997	4	4,6993	0,1778	4,3506	5,0480	3,7842	161,7229	114,1122	229,1980	4,6507
1998	2	6,6931	0,8862	4,9553	8,4309	13,2411	1187,6291	208,9127	6751,4478	6,5624
1998	3	5,6322	0,1237	5,3896	5,8749	2,1969	411,0970	322,5329	523,9804	5,6048
1998	4	5,3016	0,6232	4,0796	6,5235	11,7545	295,3539	87,0272	1002,3758	5,3095

Table 4. Cont

YEAR	Quarter	lsmean	SE	lower.CL	upper.CL	CV (%)	Standardized		lnCPUEn	
							CPUEn	lower.CL		upper.CL
1999	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	
1999	3	5,5394	0,1053	5,3330	5,7458	1,9004	374,6485	304,7715	460,5467	5,5342
1999	4	3,4905	0,3355	2,8327	4,1483	9,6110	48,2827	25,0097	93,2129	3,4168
2000	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2000	3	5,8294	0,0936	5,6459	6,0129	1,6055	500,6795	416,7353	601,5335	5,8417
2000	4	3,5890	0,2818	3,0365	4,1416	7,8513	53,2834	30,6638	92,5885	3,5154
2001	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2001	3	4,8099	0,0902	4,6331	4,9867	1,8747	180,6411	151,3659	215,5783	4,8046
2001	4	4,1680	0,8805	2,4414	5,8946	21,1256	95,0675	16,9120	534,4046	4,0943
2002	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2002	3	4,8203	0,1002	4,6238	5,0168	2,0789	182,5221	149,9614	222,1523	4,7690
2002	4	3,7704	0,1852	3,4072	4,1335	4,9119	63,8760	44,4249	91,8438	3,6967
2003	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2003	3	5,5251	0,0946	5,3397	5,7106	1,7121	369,3406	306,8120	444,6130	5,5011
2003	4	4,2263	0,2390	3,7576	4,6949	5,6554	100,7723	63,0669	161,0203	4,1759
2004	2	5,0981	0,5082	4,1015	6,0946	9,9691	240,9637	88,9504	652,7624	5,0054
2004	3	5,4486	0,0928	5,2667	5,6306	1,7033	342,1401	285,2141	410,4279	5,4437
2004	4	4,3832	0,2308	3,9306	4,8357	5,2658	117,8899	74,9761	185,3660	4,4417
2005	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2005	3	5,3894	0,0810	5,2305	5,5482	1,5035	322,4497	275,0798	377,9770	5,4085
2005	4	4,3596	0,1688	4,0285	4,6906	3,8726	115,1389	82,6893	160,3226	4,3093
2006	2	5,4576	0,3619	4,7480	6,1672	6,6306	345,2129	169,7934	701,8651	5,3839
2006	3	6,2238	0,0867	6,0538	6,3937	1,3925	742,7401	626,6582	880,3242	6,2110
2006	4	4,2245	0,2394	3,7551	4,6939	5,6668	100,5959	62,9089	160,8598	4,1509

Table 4. Cont

YEAR	Quarter	lsmean	SE	lower.CL	upper.CL	CV (%)	Standardized		Nominal lnCPUEn	
							CPUEn	lower.CL		upper.CL
2007	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	
2007	3	5,6952	0,0889	5,5209	5,8695	1,5609	437,8005	367,7654	521,1726	5,6720
2007	4	4,3295	0,2015	3,9345	4,7246	4,6536	111,7346	75,2681	165,8687	4,2653
2008	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2008	3	5,4884	0,1112	5,2702	5,7065	2,0269	356,0102	286,2376	442,7903	5,5198
2008	4	3,9783	0,2818	3,4258	4,5309	7,0830	78,6425	45,2576	136,6541	3,9047
2009	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2009	3	5,4289	0,1069	5,2192	5,6386	1,9695	335,4528	272,0044	413,7009	5,4411
2009	4	4,6977	0,2477	4,2120	5,1834	5,2731	161,4651	99,3404	262,4410	4,6492
2010	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2010	3	5,4415	0,1024	5,2407	5,6422	1,8818	339,6923	277,8975	415,2278	5,4947
2010	4	4,1929	0,1595	3,8803	4,5056	3,8029	97,4677	71,2974	133,2442	4,1292
2011	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2011	3	5,4079	0,0888	5,2339	5,5820	1,6413	328,4962	276,0225	390,9455	5,3993
2011	4	6,2358	0,1430	5,9554	6,5162	2,2935	751,7345	567,8971	995,0831	6,1660

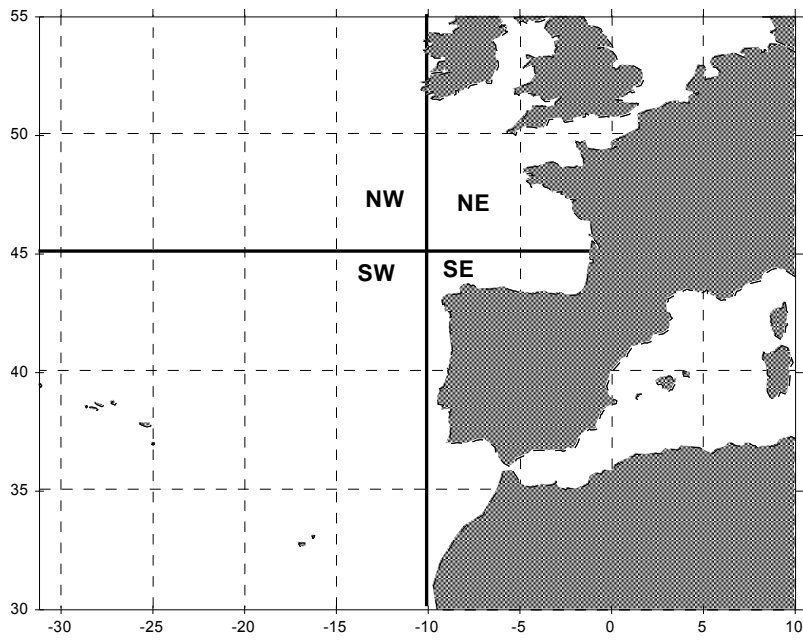


Figure 1. Area stratification used in the analysis of Atlantic albacore bait boat fishery CPUE observations: 1981-2011. Factor ZONE with 4 levels

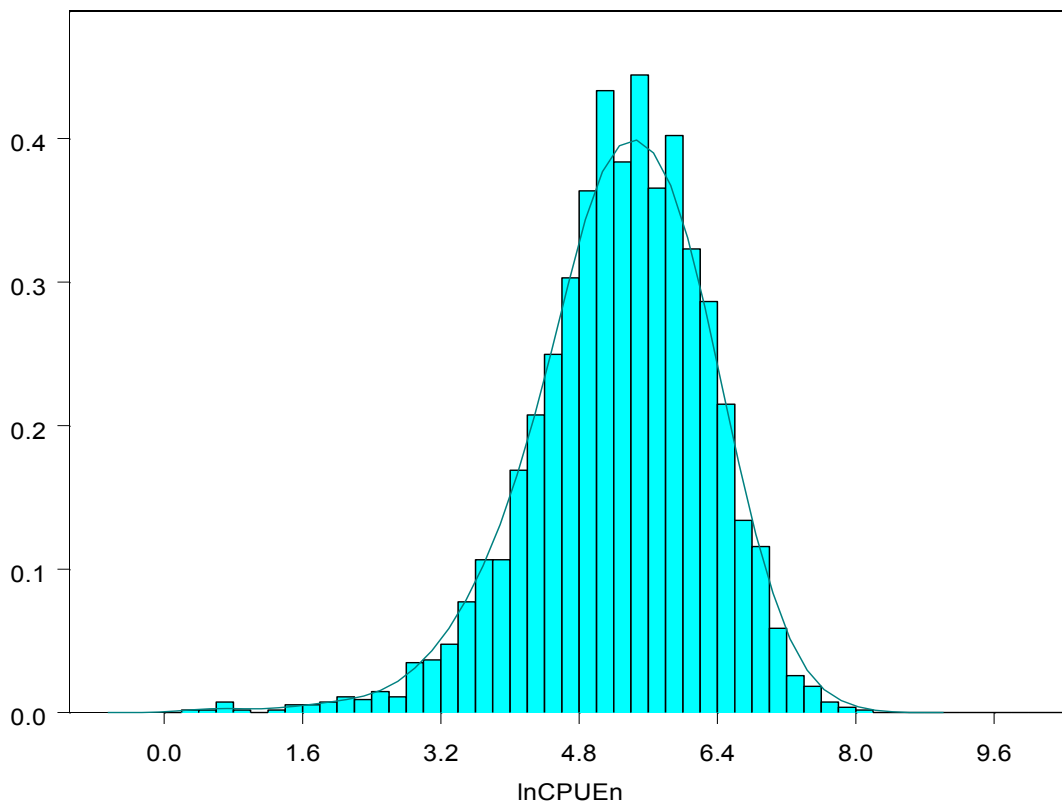


Figure 2. Density and frequency distribution of total observed nominal CPUE (log-scale) in number fish per fishing day from bait boat fleet for 1981-2011 period

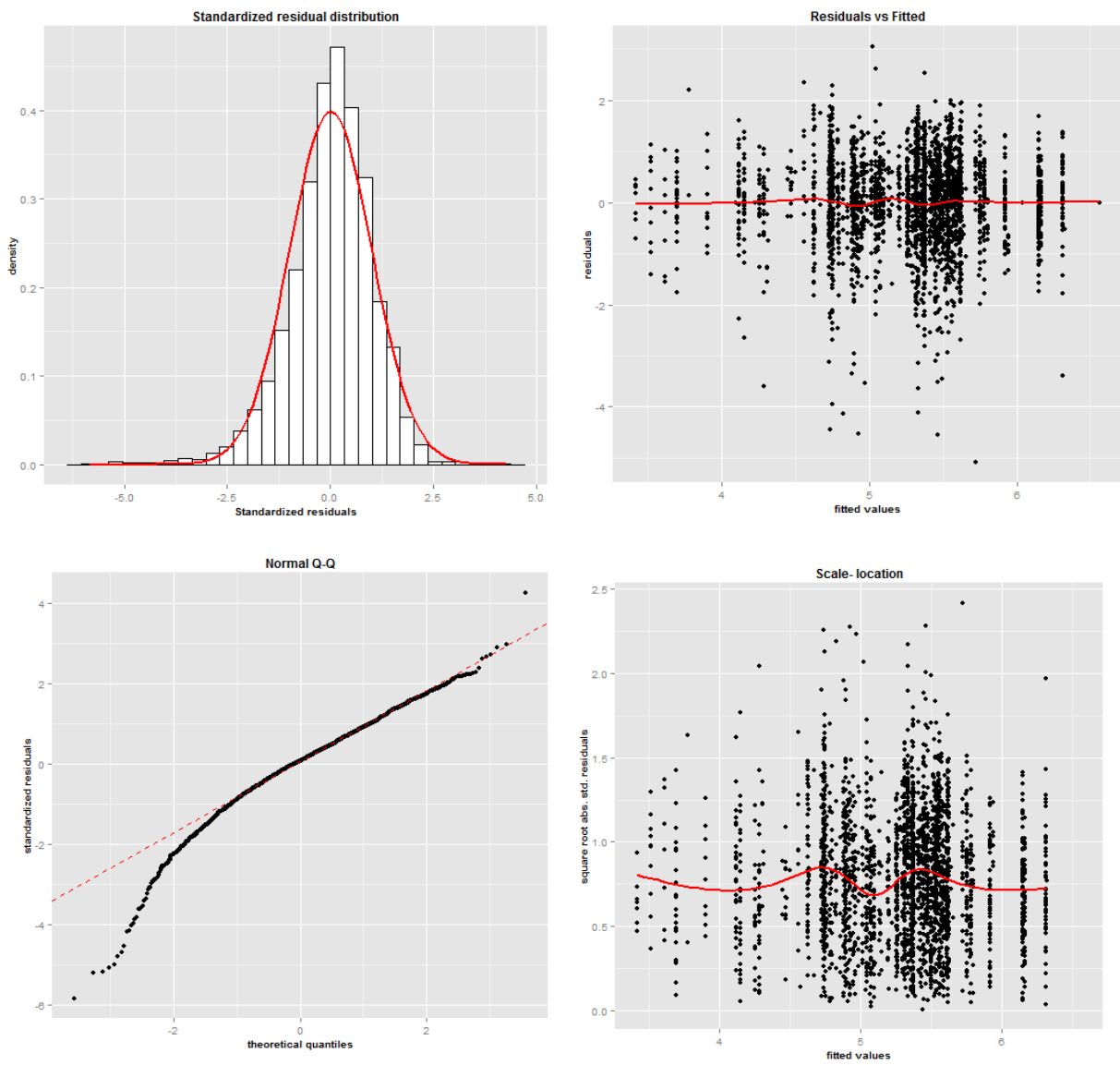


Figure 3. Model fit diagnostics (clockwise from top left). Standardized residual, residual ν fitted values; quantiles of standard normal, $\sqrt{\text{abs}(\text{residuals})} \nu$ fitted;). Log- Normal error model

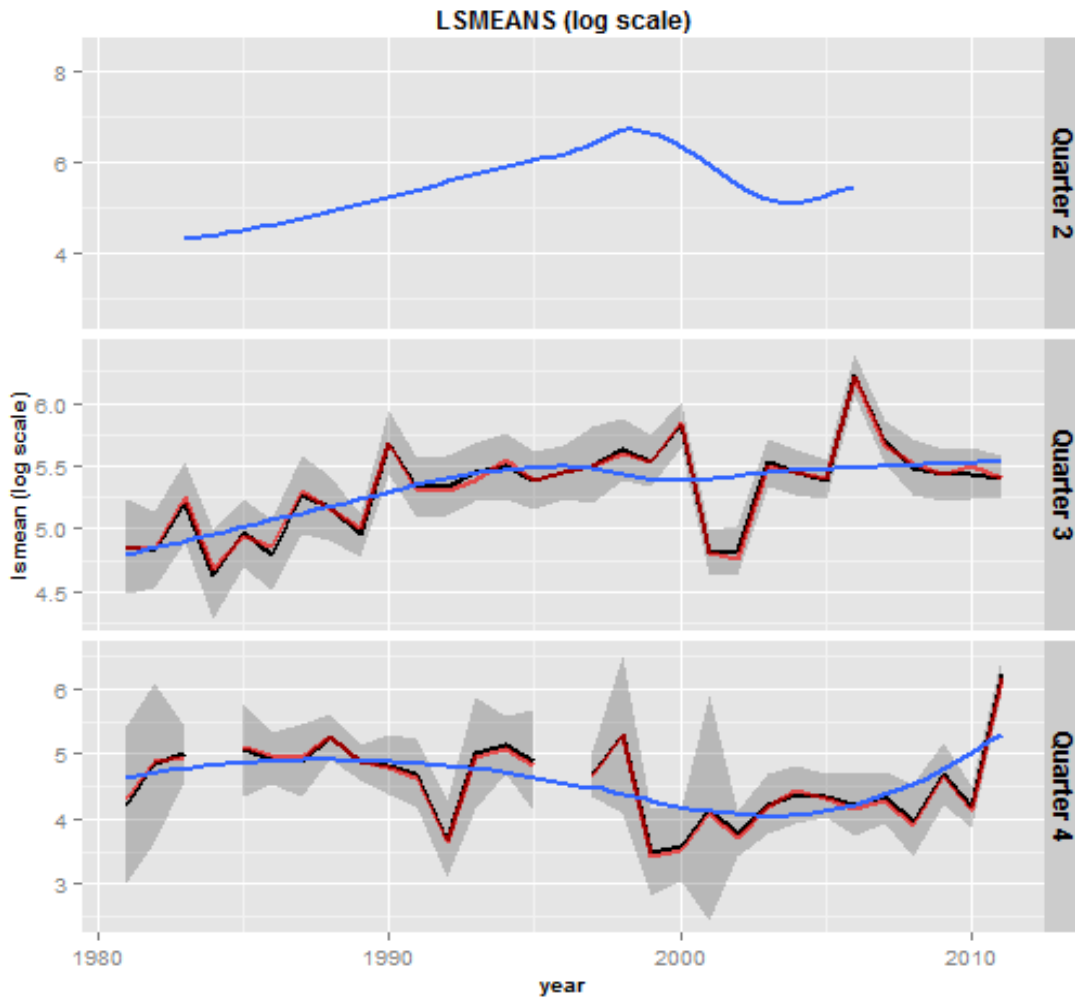


Figure 4. Observed bait boat CPUE_n (log-scale) represented by red line, estimated CPUE_n (log-scale) by black line, confidence interval of response variable by grey area and lowest fit by blue line to show trend in response variable. Years 1981-2011 by quarter

**STANDARDIZED NORTH EAST ATLANTIC ALBACORE (*THUNNUS ALALUNGA*)
CPUEs FROM THE SPANISH TROLL FLEET, BY QUARTER,
FOR THE PERIOD 1981-2011**

Victoria Ortiz de Zárate¹, J. M. Ortiz de Urbina² and B. Pérez¹

SUMMARY

Nominal catch per unit effort (CPUE's) of North Atlantic albacore (Thunnus alalunga) caught by the Spanish troll in the North eastern Atlantic was collected by individual trip for the period 1981-2011 and analyzed by generalized linear model (GLM). The year and quarter interaction factor was included to obtain year-quarterly CPUE series to use in Multifan-CL model fit. The model had a log-normal error distribution with constant variance.

RÉSUMÉ

La prise nominale par unité d'effort (CPUE) de germon de l'Atlantique Nord (Thunnus alalunga) capturé par la flottille de ligneurs espagnols dans l'Atlantique Nord-Est a été recueillie par sortie individuelle pour la période 1981-2011. Celle-ci a été analysée au moyen d'un modèle linéaire généralisé (GLM). Le facteur d'interaction année et trimestre a été inclus afin d'obtenir des séries de CPUE annuelle-trimestrielle à utiliser dans l'ajustement du modèle Multifan-CL. Le modèle avait une distribution d'erreur lognormale avec une variance constante.

RESUMEN

La captura nominal por unidad de esfuerzo (CPUE) del atún blanco del Atlántico norte capturado por la flota española de cacea fueron recogidas en mareas individuales durante el período de 1981 a 2011, y fueron analizadas con un Modelo Generalizado Lineal (GLM). El factor de interacción, año y trimestre fue incluido en el análisis para obtener la CPUE estandarizada por año y trimestre para su utilización en el ajuste del modelo Multifan-CL. El modelo tenía una distribución de error lognormal con una varianza constante.

KEYWORDS

*Thunnus alalunga, Albacore, standardization, quarterly CPUEs,
troll fleet, GLM, North Atlantic*

¹ Instituto Español de Oceanografía. Apdo.240. 39080 Santander. Spain. victoria.zarate@st.ieo.es

² Instituto Español de Oceanografía. Apdo.285. 29640 Fuengirola (Málaga). Spain. urbina@ma.ieo.es

1. Introduction

The North Atlantic albacore stock has been assessed since 2007 (Anon. 2008), by applying the method MULTIFAN-CL (Fournier *et al.*, 1998) among others assessment methods. This model is applied to catch, effort and length frequency data compiled for all the fisheries in North Atlantic Ocean. Accordingly to the 2013 work plan elaborated for the 2013 assessment session it is required to prepare several statistics and set of data derived from the monitoring of the commercial fleet activities targeting this stock. Therefore the catch per unit of effort (CPUE) series for Spanish troll fishery by quarter and year were updated and standardized to calculate the corresponding standardized fishing effort for this fishery (Ortiz de Zárate and Ortiz de Urbina, 2008; 2010).

The aim of this paper is to present the information on catch per unit of effort (CPUE_n) expressed in number of albacore caught per fishing day by the Spanish troll fishery operating in the Bay of Biscay and adjacent waters of North east Atlantic area during the period 1981 to 2011. To derive the quarterly based standardized CPUEs, the interaction term year * quarter, was modelled by means of the Generalized Linear Modelling (GLM) approach assuming the log-normal error distribution model in the analysis.

The time series of standardized troll CPUE's by quarter/year from 1981 to 2011 are presented to be used in the Multifan-CL model analysis to estimate the state of the population of North Atlantic albacore stock in the 2013 assessment session.

2. Materials and Methods

Data collected from the Spanish troll fishery comprises a total of 8.225 trips compiled from 1981 through 2011. Information on trips from commercial troll boats was recorded at landing ports through interviews of skippers and the catch landed by commercial categories was randomly sampled for fork length (FL) measurements on each single trip surveyed. Each record contains information on: date of landing, number of fishing days, area of effort, catch in number, catch in weight (k), likewise information on size of catches landed by commercial categories was obtained through random sampling, measuring the fish to the nearest centimeter (FL= 35–120 cm range). In **Table 1**, is summarized the sampling coverage in number of fish, in relation to the total catch in number of fish, for the period from 2000 to 2011.

The seasonal migration of immature albacore to the northeast Atlantic waters and the Bay of Biscay during summer months determines the performance of the fleet according to the species annual behavior and spatial distribution in the Bay of Biscay and North Eastern Atlantic waters. The fishing ground for the troll fleet has remained unchanged in broad sense, however it shows inter annual variability depending on availability of the resource resulting in more northern latitude reach by the fleet on given years (Ortiz de Zárate and Barreiro, 2010; Ortiz de Zárate *et al.*, 2011; 2012; 2013). The stratification of the fishing ground concerning trips location, is the same as in previous analyses (Ortiz de Zárate and Cramer, 2001) and it was defined as the explanatory variables ZONE with four levels (1=NE, 2=SE, 3=SW and 4=NW) in the Generalized Linear Model applied in the CPUE's analyses (**Figure 1**). The number of trips for the whole period comprising 1981 to 2011 were summarized in relation to the spatial and temporal strata. Total CPUE's observations were included in the analyses and are presented in **Table 2**. All the observations are positive trips and the nominal catch rate expressed in number of fish per fishing day was log transformed. Frequency distribution of the log transformed response variable for years 1981 to 2011, is shown in **Figure 2**.

Based on the seasonal activity of the troll fleet, the observations were grouped by calendar quarter, using the following description for this variable: QUARTER 2 (Apr-Jun), QUARTER 3 (Jul-Sept) and QUARTER 4 (Oct-Dec).

Additionally, this factor was included in the model as year*time interaction fixed factor to derive the yearly standardized CPUE's by quarter. Therefore the set of fixed factors: Year, Zone, Quarter that significantly explained the observed variability of the response variable (Ortiz de Zárate and Ortiz de Urbina, 2008; 2010) and an interaction term Year*time were included as explanatory variables in the formulated model as follows:

Model:

$$\log(\text{CPUE}_{ikl}) = \mu + Y_i + Z_k + \text{QUARTER}_l + Y_i * \text{QUARTER}_l + \varepsilon_{ikl}$$

where

μ = overall mean

Y = factor year; levels: 1981-2011

Z = factor area; levels: NE (1), SE (2), SW (3), NW (4)

QUARTER = factor time; natural quarters; levels: 2, 3, 4

ε_{ikl} = log-normal error distribution

Analyses were done using GLM procedure of S-PLUS 2000 statistical software (Professional release 2) which includes the contrast treatment option to estimate the coefficients relative to the first level of each factor in the model. Also another run was done using GLM code R version 2.12.1(2010-12-16).

Year*time least squares means (LSmeans) were bias corrected using the algorithm of Lo *et al.*, (1992) and back-transformed estimates of CPUE's calculated. Standardized catch rates in number of fish per fishing day (CPUE_n) were estimated for the interaction term year*time strata of the model, hereafter YEAR*QUARTER model.

3. Results and Discussion

The model fit and the summary statistics of the ANOVA Type I significance test for fixed factors are presented in **Table 3a** and **3b**, respectively. As shown, the model accounted for 33.05 % of the variability of the observed log-CPUE when counting for the year*quarter term.

Diagnostics plots of the model are shown in **Figure 3**. Plots of standardized residuals, plots of residuals against predicted log CPUE values, response variable against predictor variables and the normalized cumulative residuals (or QQ-residual plots) are represented. It is noticed some negative residuals on the tail of the normal distribution, that don't fit well the normal standard distribution. Those observations represent a number of trips with very low number of fish (i.e. 2 fish) caught (**Figure 2**). As overall the log catch rates of the lognormal model suggests a reasonably fit for the number of observations analysed.

The quarterly standardized nominal catch rates (CPUE_n) and estimated coefficients of variation for the model fit are presented in **Table 4**. Likewise, time series of the standardized CPUE (log-scale), nominal CPUE (log-scale) and the respective 95% low and high confidence intervals of the response variable along with a lowest trend fit to show evolution of the response variable, are represented in **Figure 4**.

Acknowledgments

The authors would like to thank all the network sampling staff involved in the collection of data at fishing ports. The work related to this document was supported by the IEO project PNDB partially funded by EU in years 2009 to 2011.

References

- Anon. 2008a. Report of the *Ad Hoc* Meeting to prepare Multifan CL inputs for the 2007 Albacore Assessment (Madrid, Spain, March 12 to 14 2007). Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(3): 597-696.
- Fournier, D.A., J. Hampton and J.R. Sibert. 1998. MULTIFAN-CL: a length based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to South Pacific albacore, *Thunnus alalunga*. Can. J. Fish Aquat. Sci., 55: 2105-2216.
- 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 de Zárate, V. and Cramer, J. 2001. Standardized age specific catch rates for albacore, *Thunnus alalunga*, from the Spanish baitboat fishery in the Northeast Atlantic Ocean, 1981-1999. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52 (4): 1418-1428.
- Ortiz de Zárate, V. and J. m. Ortiz de Urbina. 2008. Standardized fishing effort of albacore, *Thunnus alalunga*, caught by the Spanish troll fishery in the Northeast Atlantic Ocean, 1981-2005. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62 (3): 890-898.
- Ortiz de Zárate, V. and Barreiro, S. 2010. Statistics from the Spanish albacore (*Thunnus alalunga*) surface fishery in the North eastern Atlantic in 2008. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65 (4): 1437-1445.
- Ortiz de Zárate, V. and J. M. Ortiz de Urbina. 2010. Standardized North East Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*), CPUEs from the Spanish troll fleet by quarter and year: 1981-2007. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65 (4): 1306-1314.
- Ortiz de Zárate, V. and Perez, B, and Ruiz, M. 2011. Statistics from the Spanish albacore (*Thunnus alalunga*) surface fishery in the North eastern Atlantic in 2009. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66 (5): 1931-1939.
- ORTIZ DE ZÁRATE, V. and Perez, B, and Ruiz, M. 2012. Statistics from the Spanish albacore (*Thunnus alalunga*) surface fishery in the North eastern Atlantic in 2010. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68 (2): 639-647.
- R version 2.12.1 (2010-12-16). Copyright (C) 2010. The R Foundation for Statistical Computing. ISBN3-900051-51-07-0
- S-PLUS. (1999). S-PLUS 2000 Professional Release 2. Copyright © 1988-1999. MathSoft. Inc.

Table 1. Summary of sampling coverage in number of fish obtained from monitoring of troll fleet, years 2000 to 2011.

<i>Troll</i>	<i>N. Sample</i>	<i>No. Catch</i>	<i>%</i>
2000	28237	705903	4.00
2001	29711	633918	4.69
2002	27908	777514	3.59
2003	34106	1088525	3.13
2004	41919	1366597	3.07
2005	39907	1941089	2.06
2006	36885	1978690	1.86
2007	39021	1016345	3.84
2008	32484	977397	3.32
2009	32325	731425	4.42
2010	45073	1203893	3.74
2011	36613	603228	6.07

Table 2. Summary of observations by Zone and Quarter analysed in the model fit.

QUARTER	No. obs	ZONE	No. obs
2	990	NE	1501
3	6643	SE	1859
4	592	SW	1307
		NW	3558
Total	8225		8225

Table 3.a. Summary of fits for the year*quarter model.

Model	YEAR*QUARTER	DF	Residual SE	Adj R-Square
		8136	0.68011	0.3305

Table 3.b. ANOVA Type I test for fixed factors in Model YEAR*QUARTER.

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr(>F)
YEAR	30	762.964	25.4321	54.9820	0
QUARTER	2	114.929	57.4643	124.2325	0
ZONE	3	637.653	212.5509	459.5159	0
YEAR*QUARTER	53	342.457	6.4615	13.9691	0
Residuals	8136	3763.340	0.4626		

Table 4. Quarterly Standardized CPUEs estimated from lsmeans and standard error and log nominal CPUE in number of fish per fishing day. TR fleet, 1981-2011.

YEAR	QUARTER	lsmean	SE	lower.CL	upper.CL	CV (%)	Standardized			Nominal lnCPUEn
							CPUEn	lower.CL	upper.CL	
1981	2	5,269356	0,39319569	4,498592	6,04012	7,461930642	209,9054991	97,11476518	453,6933028	5,481875
1981	3	4,338634	0,12643039	4,090798	4,58647	2,914059817	77,21751594	60,2673394	98,93492609	4,276065
1981	4	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1982	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1982	3	4,258776	0,07509874	4,111563	4,405988	1,763387884	70,92308006	61,21442782	82,17144936	4,209408
1982	4	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1983	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1983	3	4,242793	0,07285843	4,099972	4,385614	1,717228015	69,78696018	60,49896004	80,50088478	4,29647
1983	4	3,673431	0,6803081	2,339853	5,007008	18,51969181	49,64216411	13,08233119	188,3717785	3,624341
1984	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1984	3	4,157199	0,07512166	4,009942	4,304457	1,807025836	64,07284453	55,299487	74,23818437	4,302126
1984	4	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1985	2	4,321976	0,68042061	2,988178	5,655775	15,74327599	94,96060328	25,01971473	360,4167869	4,534495
1985	3	3,834775	0,07334092	3,691009	3,978542	1,912522117	46,40765598	40,19322485	53,58297812	3,737693
1985	4	4,470814	0,27813199	3,925604	5,016024	6,221059297	90,87570574	52,6824668	156,7579196	4,421724
1986	2	5,202142	0,48134726	4,258578	6,145706	9,252866608	203,9733998	79,3942218	524,0324408	5,414661
1986	3	4,280042	0,06710378	4,148502	4,411583	1,567829942	72,4063106	63,4818132	82,58552794	4,394588
1986	4	4,381931	0,17034497	4,048011	4,715851	3,88744072	81,16139511	58,1205734	113,3363226	4,176244
1987	2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1987	3	4,015621	0,12658208	3,767487	4,263754	3,152241708	55,90380867	43,61924759	71,64801942	4,23209
1987	4	4,579405	0,34026357	3,912401	5,246408	7,43030088	103,2646023	52,99993295	201,1996399	4,425917
1988	2	4,024342	0,30484254	3,426772	4,621911	7,574966044	58,60420708	32,24092109	106,5245513	4,236861
1988	3	4,262832	0,05537875	4,154276	4,371389	1,299107026	71,11977325	63,80358647	79,27496691	4,292253
1988	4	4,488625	0,13919116	4,215775	4,761476	3,100975466	89,8653186	68,40610599	118,0564724	4,265538
1989	2	3,96836	0,14566408	3,682821	4,253899	3,670636737	53,46188725	40,1824371	71,12991631	4,205625
1989	3	3,887643	0,04838827	3,792789	3,982496	1,244668556	48,85289854	44,4319903	53,713626	3,950575
1989	4	3,857595	0,1168881	3,628465	4,086726	3,03007703	47,67591835	37,9130892	59,95278969	3,813879

Table 4. Cont

YEAR	QUARTER	Ismean	SE	lower.CL	upper.CL	CV (%)	Standardized		lnCPUEn	
							CPUEn	lower.CL		upper.CL
1990	2	3,918868	0,11664012	3,690224	4,147513	2,976372769	50,68705025	40,32721127	63,70833863	4,13398
1990	3	4,237806	0,04368028	4,152182	4,323431	1,030728636	69,32183829	63,63324052	75,51905311	4,279088
1990	4	4,266131	0,09482392	4,080252	4,45201	2,22271468	71,56647857	59,42694767	86,18583077	4,024306
1991	2	5,298967	0,12014555	5,063451	5,534483	2,267339087	201,5796274	159,2807672	255,1114419	5,511486
1991	3	4,665339	0,04026044	4,586418	4,74426	0,862969229	106,2876876	98,22182602	115,0159083	4,772407
1991	4	5,041773	0,11131675	4,823564	5,259982	2,207888971	155,7058592	125,1808773	193,6742665	4,586079
1992	2	5,170225	0,11354333	4,947651	5,392799	2,196100363	177,0922962	141,7545504	221,2393272	5,385196
1992	3	4,489582	0,04392457	4,403478	4,575685	0,978366583	89,17018046	81,81353414	97,18823683	4,470184
1992	4	5,141548	0,13946121	4,868168	5,414927	2,712436216	172,6510861	131,3535726	226,9322953	4,731465
1993	2	4,300307	0,09928768	4,105678	4,494936	2,308850973	74,08669946	60,98372478	90,00498176	4,512826
1993	3	4,549768	0,04400881	4,4635	4,636037	0,967275914	94,70212012	86,87483353	103,2347362	4,511083
1993	4	4,657586	0,22675785	4,213083	5,10209	4,868570328	108,1258213	69,32409668	168,6456151	4,530266
1994	2	3,942697	0,11518198	3,716911	4,168483	2,921400757	51,90060485	41,41091296	65,04741362	4,155216
1994	3	4,64532	0,05022525	4,546866	4,743774	1,08120108	104,2280501	94,45535489	115,011864	4,715805
1994	4	3,865394	0,27789254	3,320653	4,410134	7,189242287	49,60075879	28,76804239	85,51964639	3,511911
1995	2	4,765802	0,11331571	4,543674	4,987929	2,377683966	118,1815764	94,64132548	147,5768748	4,985677
1995	3	4,65473	0,04237026	4,571674	4,737787	0,910262464	105,1752093	96,79270399	114,2837761	4,703689
1995	4	5,364893	0,13950716	5,091424	5,638363	2,600371713	215,8587209	164,2114824	283,7501575	4,933009
1996	2	4,053124	0,11989495	3,8181	4,288149	2,958087391	57,99236706	45,84597458	73,35688752	4,271142
1996	3	4,673463	0,04661245	4,582091	4,764835	0,997385665	107,1842547	97,82472532	117,4392713	4,591352
1996	4	4,894245	0,14550786	4,609012	5,179477	2,973039968	134,9401395	101,453267	179,479908	4,535519
1997	2	4,439316	0,10653092	4,230488	4,648144	2,399714731	85,1990615	69,14200398	104,9850982	4,695022
1997	3	4,667665	0,04493012	4,57959	4,755739	0,962582362	106,5563931	97,57285774	116,3669264	4,746007
1997	4	5,359684	0,18195138	5,003013	5,716355	3,394815441	216,2071882	151,3456286	308,8661935	5,376775
1998	2	4,569475	0,08888527	4,395238	4,743713	1,945196549	96,87536889	81,38478146	115,3145135	4,780526
1998	3	4,40623	0,04455366	4,318893	4,493566	1,011151483	82,04127828	75,18002076	89,52863465	4,315706
1998	4	3,490986	0,68023263	2,157556	4,824416	19,48540126	41,36124021	10,90165067	156,9259778	3,79424

Table 4. Cont

YEAR	QUARTER	Ismean	SE	lower.CL	upper.CL	CV (%)	Standardized		lnCPUEn	
							CPUEn	lower.CL		upper.CL
1999	2	4,709749	0,09561923	4,522311	4,897187	2,030240465	111,5330008	92,46983827	134,5261385	4,982758
1999	3	4,465871	0,03761298	4,39214	4,539602	0,842231672	87,05833125	80,87035915	93,71978955	4,423374
1999	4	3,700361	0,25751349	3,195568	4,205153	6,959145067	41,8259767	25,24743582	69,29062383	3,233677
2000	2	3,656686	0,08247152	3,495021	3,818352	2,255362369	38,86471524	33,06322957	45,68421237	3,893833
2000	3	3,751225	0,04049356	3,671848	3,830603	1,079475638	42,6081208	39,35676443	46,12812562	3,752876
2000	4	2,656032	0,22696149	2,211129	3,100934	8,545133869	14,61119125	9,364114329	22,79838634	2,467744
2001	2	4,11993	0,109178	3,905913	4,333947	2,649996481	61,92289102	49,99249618	76,70039957	4,372544
2001	3	3,980733	0,03901527	3,904253	4,057213	0,980102659	53,59705356	49,65077977	57,85697956	4,035889
2001	4	1,938254	0,30424127	1,341863	2,534645	15,69666669	7,275666145	4,007406906	13,20936933	1,946583
2002	2	3,657711	0,11220802	3,437755	3,877668	3,067711473	39,01734613	31,31353148	48,61651655	3,87023
2002	3	4,099936	0,04196703	4,01767	4,182202	1,023602076	60,38958255	55,620432	65,56766192	4,096659
2002	4	3,696029	0,1364537	3,428545	3,963513	3,691900145	40,66382214	31,1201278	53,13430719	3,346272
2003	2	3,313072	0,09260466	3,131543	3,494601	2,795129716	27,58741834	23,007743	33,07867489	3,535313
2003	3	4,419923	0,04317624	4,335286	4,504559	0,976855027	83,16737087	76,4179865	90,51278341	4,391957
2003	4	3,655166	0,14202547	3,37676	3,933572	3,885609299	39,06596459	29,57252193	51,60701522	3,678134
2004	2	4,231879	0,12058407	3,995503	4,468255	2,849421498	69,34882884	54,74977499	87,84072742	4,414748
2004	3	4,531421	0,03621019	4,46044	4,602402	0,799091278	92,95138262	86,58231578	99,78896329	4,534224
2004	4	4,099243	0,12453413	3,855124	4,343361	3,037978719	60,76399188	47,60217125	77,56492866	4,264604
2005	2	4,658105	0,09139839	4,478941	4,837269	1,962136749	105,8774013	88,51020294	126,6523375	4,862264
2005	3	4,691231	0,03986069	4,613094	4,769368	0,849685083	109,0738785	100,8756366	117,938398	4,715994
2005	4	4,719229	0,15633152	4,41278	5,025679	3,312649587	113,4598208	83,51278819	154,1457791	4,637858
2006	2	4,204917	0,08631634	4,035715	4,374119	2,052747771	67,26514888	56,79454346	79,66610837	4,419748
2006	3	4,903914	0,04522714	4,815258	4,992571	0,922266174	134,9543735	123,5048896	147,4654258	5,058365
2006	4	4,913752	0,14896212	4,621748	5,205756	3,031535169	137,668257	102,8059115	184,3527158	4,785121

Table 4. Cont

YEAR	QUARTER	lsmean	SE	lower.CL	upper.CL	CV (%)	Standardized		lnCPUEn	
							CPUEn	lower.CL		upper.CL
2007	2	4,31537	0,09561601	4,127938	4,502802	2,215708271	75,18420813	62,33413635	90,68329946	4,545338
2007	3	4,410228	0,04242793	4,327059	4,493398	0,962034843	82,36232114	75,78944725	89,50531998	4,534102
2007	4	3,596428	0,09865847	3,403033	3,789824	2,743234954	36,64565058	30,20174629	44,4644835	3,403791
2008	2	4,796052	0,13648179	4,528513	5,063591	2,845711222	122,1641509	93,48739735	159,6373435	5,092047
2008	3	4,78012	0,04642362	4,689117	4,871122	0,971181058	119,247072	108,8743621	130,6078832	4,802482
2008	4	3,568482	0,1652248	3,244599	3,892365	4,63011443	35,95009107	26,00395436	49,70048131	3,764267
2009	2	4,53208	0,10919868	4,318023	4,746138	2,409460557	93,50754945	75,48886605	115,8272869	4,768204
2009	3	4,357404	0,04860089	4,262134	4,452674	1,115363414	78,1464807	71,04510971	85,95767494	4,582965
2009	4	4,280157	0,12451713	4,036072	4,524243	2,909172023	72,81407379	57,04407746	92,94382309	4,400735
2010	2	3,945746	0,10653226	3,736915	4,154576	2,699926959	52,00919663	42,20714676	64,08757845	4,21385
2010	3	4,571595	0,04118403	4,490864	4,652326	0,900867859	96,78026138	89,27415802	104,9174722	4,793965
2010	4	3,336711	0,10522368	3,130446	3,542976	3,153514943	28,2826067	23,01122203	34,76155419	3,427751
2011	2	4,40646	0,12085532	4,169553	4,643368	2,742685058	82,57962705	65,16066597	104,6551861	4,564142
2011	3	4,075308	0,03928854	3,998293	4,152324	0,964063084	58,91406135	54,54711342	63,63068323	4,17679
2011	4	3,442988	0,10692594	3,233385	3,65259	3,105614658	31,45961244	25,510792	38,79558992	3,073382

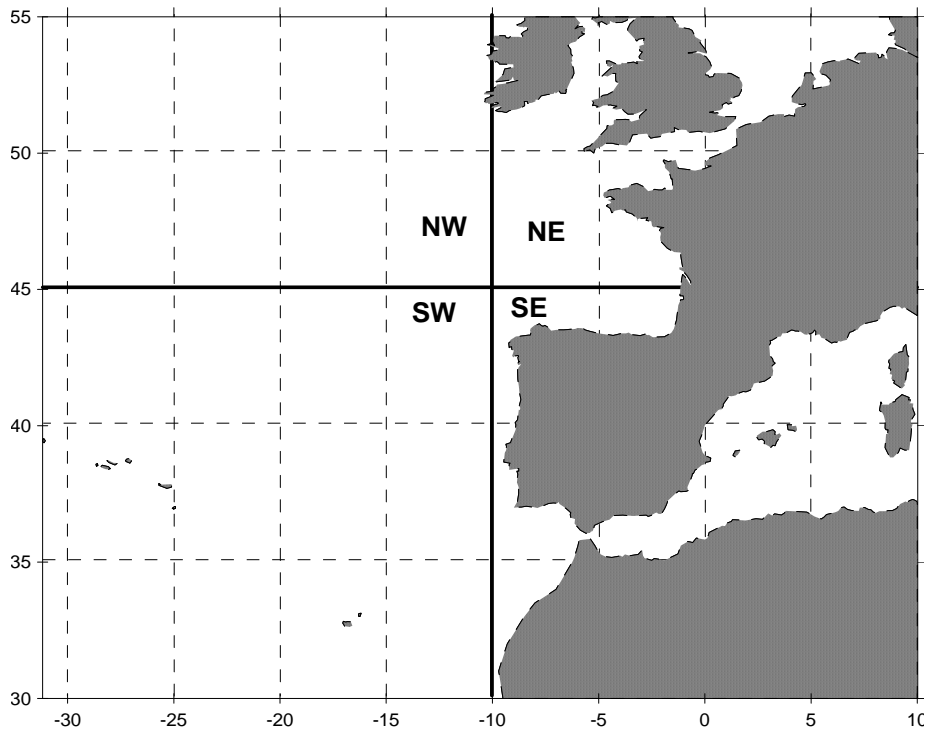


Figure 1. Area stratification used in the analysis of Atlantic albacore troll fishery

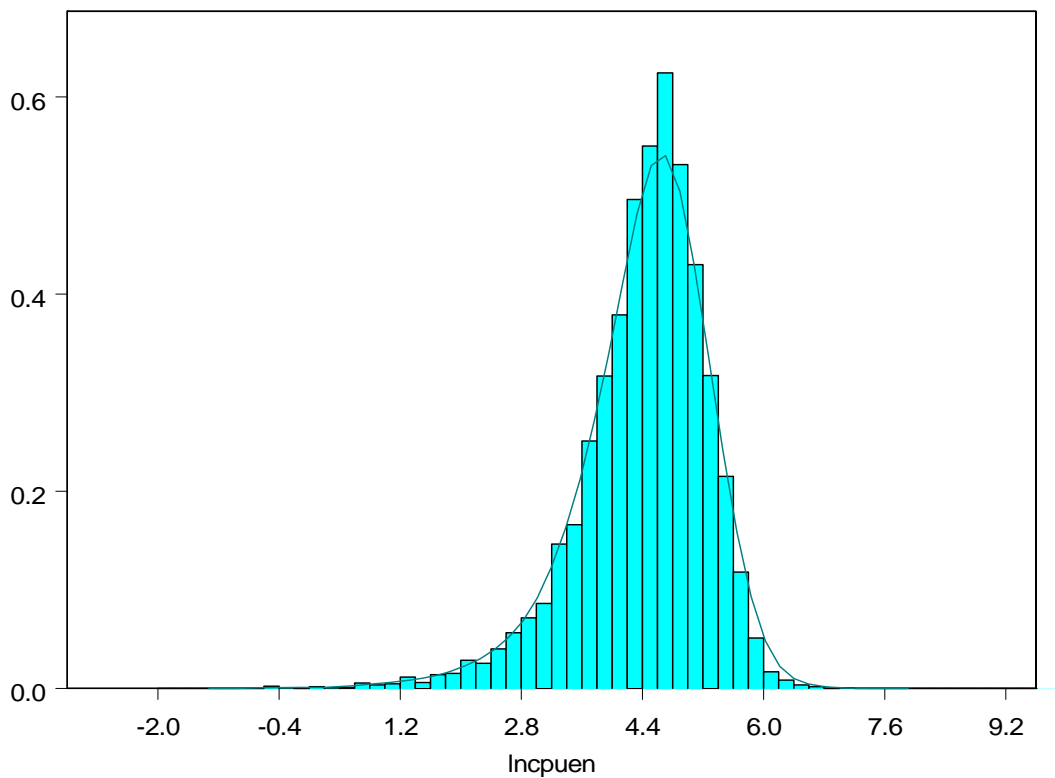


Figure 2. Density and frequency distribution of total observed nominal CPUE (log-scale) in number of fish per fishing day from troll fleet for 1981-2011 period

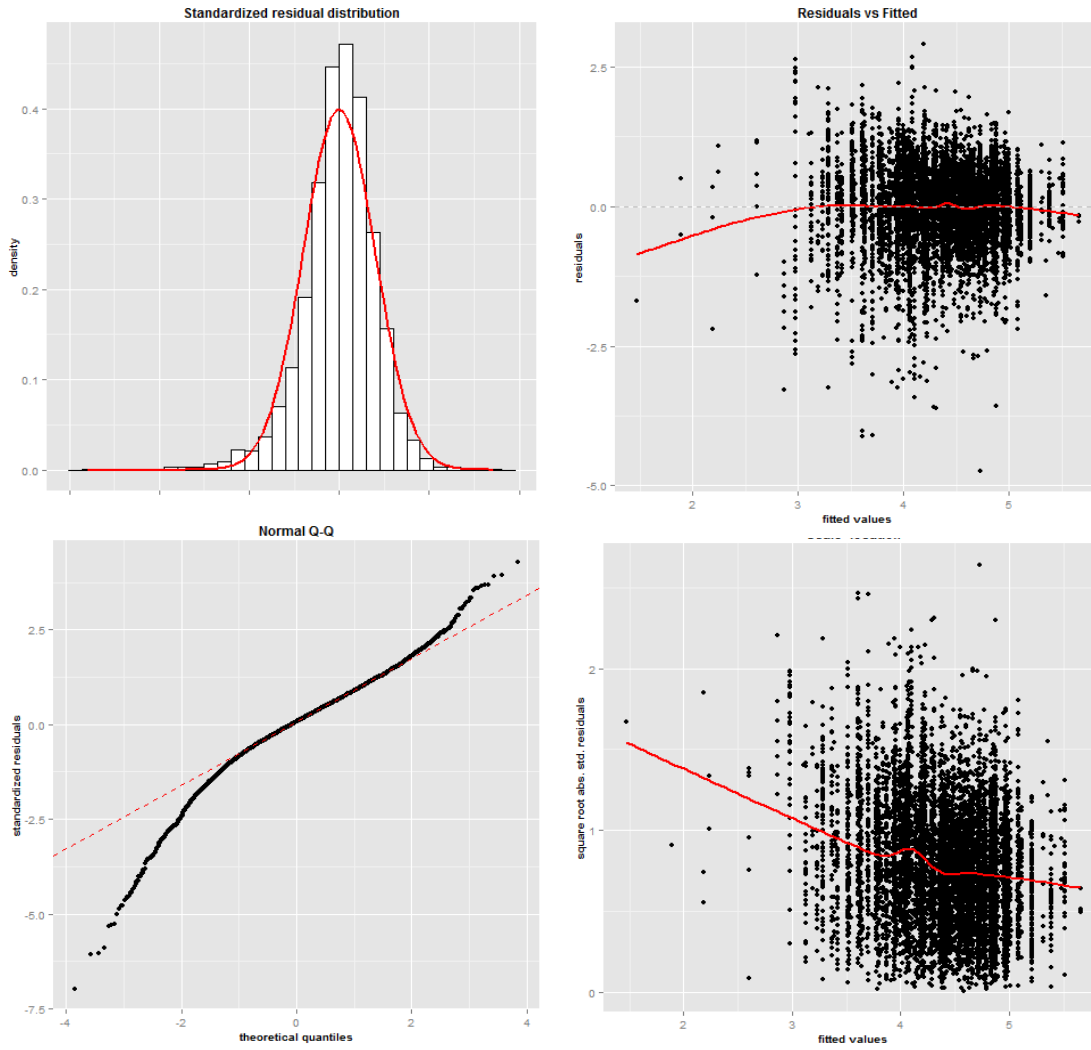


Figure 3. Model fit diagnostics (clockwise from top left). Standardized residual, residual ν fitted values; quantiles of standard normal, $\sqrt{\text{abs}(\text{residuals})} \nu$ fitted;). Log- Normal error model.

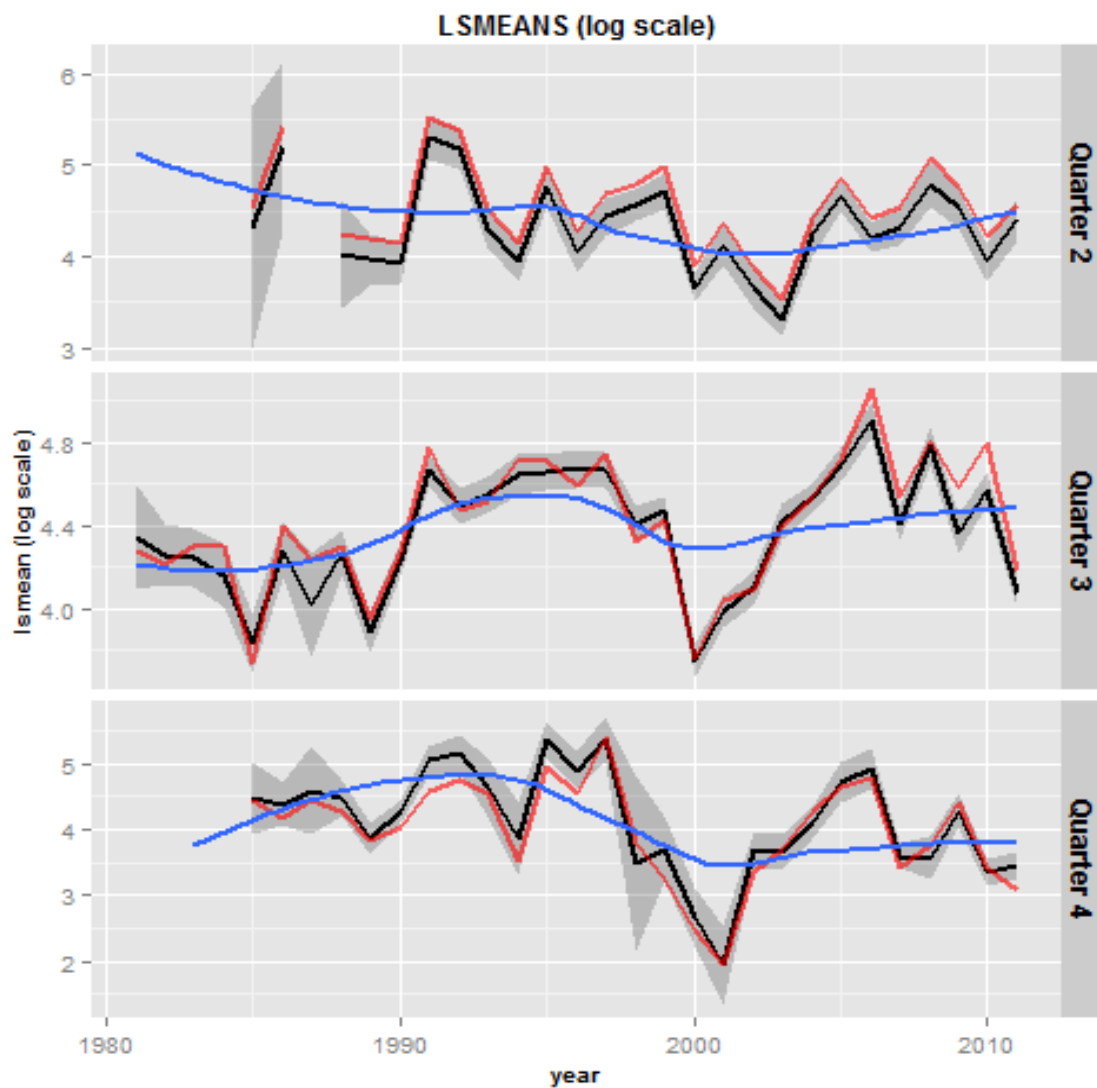


Figure 4. Observed troll CPUE_n (log-scale) represented by red line, estimated CPUE_n (log-scale) by Black line, confidence interval of response variable by grey area and lowest fit by blue line to show trend in response variable. Years 1981-2011 by quarter.

**UPDATED STANDARDIZED AGE SPECIFIC CATCH RATES FOR
ALBACORE, *THUNNUS ALALUNGA*, FROM THE SPANISH TROLL FISHERY
IN THE NORTHEAST ATLANTIC: 1981 to 2011**

Victoria Ortiz de Zárate¹ and J.M. Ortiz de Urbina²

SUMMARY

*Trends in relative abundance indices by age group of albacore (*Thunnus alalunga*) caught by the Spanish troll fleet in the North Eastern Atlantic were estimated using catch in number of fish and effort data from trips collected for the period 1981-2011. Standardized CPUE'S in number of fish per fishing day for age groups 2 and 3 years old albacore were estimated separately through the General Linear Modelling approach by applying the lognormal error distribution model with a constant variance.*

RÉSUMÉ

*Les indices relatifs d'abondance par groupe d'âge du germon (*Thunnus alalunga*) capturé par la flottille de surface espagnole de ligneurs ont été estimés à partir de la capture en nombre de poissons et de l'effort en jours de pêche à partir des sorties échantillonnées au cours de la période 1981-2011. Les taux de capture (CPUE) de cette flottille pour les groupes d'âge 2 et 3 ont été standardisés en appliquant un Modèle linéaire généralisé à chaque groupe d'âge, en postulant une distribution lognormale d'erreurs et une variance constante.*

RESUMEN

*Los índices relativos de abundancia por grupo de edad de atún blanco (*Thunnus alalunga*) capturado por la flota de superficie española de cacea se estimaron a partir de la captura en número de peces y el esfuerzo en días de pesca a partir de las mareas muestreadas en el período 1981-2011. Las tasas de captura (CPUE) de esta flota para los grupos de edad 2 y 3 años se estandarizaron aplicando el modelo lineal generalizado a cada grupo de edad, asumiendo una distribución log-normal de errores y varianza constante.*

KEYWORDS

*Thunnus alalunga, Albacore, Troll fleet, Catch rates, GLM model,
Abundance indices, North Atlantic, Age specific*

¹Instituto Español de Oceanografía. Apdo. 240. 39080 Santander, Spain. victoria.zarate@st.ieo.es

²Instituto Español de Oceanografía. Apdo.285. 29640 Fuengirola (Málaga), Spain. urbina@ma.ieo.es

1. Introduction

Data collected of albacore nominal catch rates by age group of individual trip from the Spanish surface commercial fleet have been used to develop relative abundance indices by age of immature albacore from the North Atlantic stock (Mejuto and Garcia, 1997; Ortiz de Zárate and Ortiz de Urbina, 2010). In the absence of other independent sources of information from the population, the standardized catch rates derived by means of the General Linear Modeling approach are used as indicators of abundance indices to tune the VPA analysis of the north Atlantic stock (Anon., 2010). The SCRS had used standardized catch rates from the troll fleet as an index of relative abundance for juvenile albacore ages 2 and 3 of north Atlantic stock (Anon., 2010).

This paper presented an updated information on trends in relative catch rates indices by age group for albacore targeted by troll fleet from 1981 to 2011. The standardized age-specific catch rates for ages 2 and age 3 were estimated by means of a general linear model GLM assuming the log-normal error distribution model in the analysis. Likewise, individual observations for catch rates age 2 and age 3 were added in a single group and analyzed applying the same GLM model.

2. Material and methods

Information on trips from commercial troll vessels was recorded at landing ports through interviews to skippers for the annual fishing season, that begins in Jun and extends to November in some years. Based on the monitoring of this fleet activity. The following data was obtained for each trip: date of landing, number of fishing days on the trip, location of effort on approximately 2°x2° degrees, catch in number, catch in weight (k), as well the catches landed by commercial categories accordingly to fishing market were randomly sampled to the nearest centimeter (FL= 35–120 cm range) on each single trip recorded (Ortiz de Zárate *et al.*, 2011). This fleet operates in the Bay of Biscay area and offshore waters in the North east Atlantic.

Age length keys applied to age the catch-at size composition of each trip sampled were estimated from length distribution analysis of north Atlantic albacore catch at size for the period 1975-1999 applying the Multifan length frequency analysis method (Santiago, 2001). Then age length keys calculated on the third quarter of a given year for the period considered were applied to age the catch length composition of albacore by trip. The last 1999 age-length key estimated by Santiago and Arrizabalaga (2001) was extended up to 2011 to obtain catch-at-age composition from the catch at size of each single trip that was monitored. Because of the deterministic method applied for slicing the length distribution of albacore caught by trip, the number of fish obtained by age 2 and 3 were afterwards added, to derive a new age group 2 plus 3. This approach would avoid the potential bias in allocating fishes into different age groups 2 and 3, which represent the target immature population of North Atlantic albacore stock caught by this fleet.

In 2010 and 2011, the catch distribution of the troll fleet was located in the offshore waters in the North eastern Atlantic and in the Biscay waters (Ortiz de Zárate *et al.*, 2012; 2013). The stratification of fishing area, which represents the spatial distribution covariate in the GLM model fit is the same as in previous analyses (Ortiz de Zárate and Ortiz de Urbina, 2011), defined as a variable factor ZONE with four levels (NE, SE, NW, SW) that cover the Bay of Biscay area and the offshore North eastern Atlantic waters as shown in **Figure 1**. The temporal covariate was defined by aggregation of month into three strata in order to have enough observations as in previous analyses. Accordingly, the variable factor QUARTER was defined with three levels artificially named: QUARTER 1 (May, June and July), QUARTER 3 (August and September) and QUARTER 2 (October and November).

The present analyses used the GLM approach assuming the log-normal error distribution model and the following explanatory variables: Year, Zone and Quarter to model the logged CPUE for ages 2 and 3 groups caught from 1981 to 2011. As well as the catch rates in number of fishes of ages 2 and age 3 of albacore were added in a single group, named age 23 and then modeled as logged CPUE 23 using the same GLM approach.

$$\text{LOG (CPUE)} = \mu + Y_i + Z_k + Q_l + \varepsilon_{ikl}$$

where

μ = overall mean

Y = factor year; levels: 1981-2006

Z = factor zone: NW, NE, SW, SE in **Figure 1**.

Q = factor time, three artificially created quarters: 1, 2, 3.

ε_{ikl} = log-normal error distribution

Analyses were done using the Generalized Linear Model (GLM) procedure of S-PLUS 2000 statistical software (Professional release 2) which includes the contrast treatment option to estimate the coefficients relative to the first level of each factor in the model.

Relative indices of abundance by age group 2 and 3 of albacore catch rates (N° fish/fishing day) were estimated by GLM model respectively. The least squares means (LSmeans) estimates were bias corrected using the algorithm of Lo *et al.*, (1992) and back-transformed estimates of CPUE's expressed in number of fish by fishing day were calculated for age 2 and age 3 groups. Because of the fix method applied for slicing the length distribution of albacore caught by trip, the number of fish obtained by age 2 and 3 were afterwards aggregated, to and analysed as a single time series of catch rate observations named CPUE 23 that was analysed using, the same procedure GLM model analyses that the one fit to standardized catch rates of age 2 and age 3 independent time series.

3. Results and discussion

Total number of observations included in the analyses were 7787 trips for age 2 group and 7855 CPUE's observations for age 3 group albacore. Meanwhile a total of 8232 observation were summarized for CPUE of age 2 and 3 added. The summary of observations aggregated by the time (QUARTER) and area (ZONE) covariates included in the GLM model of the three time series are included in **Table 1**.

The summary of model fit and statistics of the ANOVA Type I significance test for fixed factors for the albacore standardization by age group 2 and age group 3, as well as age group 2 plus 3 were shown in consecutive in **Table 2**. As it was presented, the GLM model fit for age 2 CPUE albacore accounted for 39.5 % of the variability of the observed log-CPUE while model fit for age 3 observed albacore CPUE the 21 % of the variance. In addition, the GLM model fit to CPUE 23 time series, accounted for 45 % of the variability of the observed log-CPUE for ages 2 and 3 aggregated, representing an increase in the explained variance.

Diagnostics of the GLM model fits to catch rates in number of fish of age 2 were shown in **Figure 2a** and **Figure 2.b**, simultaneous in **Figure 3.a** and **Figure 3.b** were described for age 3 model and **Figure 4.a** and **Figure 4.b** represented the diagnostics for age 2 plus 3 model.. Density distribution plots of the response variables lnCPUE for ages 2 and 3 groups show an approximate normal distribution. Plots of standardized residuals of model fit and the normalized cumulative residuals (or QQ-residual plots) from log -CPUE modelled show a reasonable overall fit of residuals. While same pattern of reasonable overall fit of residuals were seen in the case of the aggregated 2 and 3 age groups CPUE.

Standardized catch rates (CPUE) of age group 2 and age group 3, their standard error and estimated coefficients of variation and 95% confidence intervals estimated by the two models are presented in the consecutive **Table 3.a** and **Table 3.b** for CPUE's by independent age group, respectively. Meanwhile, **Table 3.c** presented the same estimated values for the standardized catch rates (CPUE) of age 2 plus 3 group.

Trends of the standardized CPUE indices and their estimated 95 % confidence intervals obtained for ages 2 and 3 roll fleet as well as the corresponding log scale nominal CPUE are shown in **Figure 5** and **Figure 6**. Additionally, in **Figure 7**, was represented CPUE age 3 group with one year lag to compare with trend of CPUE age 2 group corresponding to the same cohort in a given year of the time series. As shown, there is some discrepancy in the trend over the years analyzed. This point was highlighted, and it was appointed the aging procedure as one of the reason for this results. Therefore another GLM analyses was done using the aggregated age group 2 plus 3. Consequently, in **Figure 8** was shown the trend of the standardized CPUE index and their estimated 95 % confidence intervals obtained for this age 2 plus 3 group catch rates of troll fleet as well as the corresponding log scale nominal CPUE.

The albacore ages 2 and 3 are presently targeted by the troll fleet and could be considered as abundance indicators of the immature albacore population in the North stock.

Acknowledgements

The authors would like to thank all the network sampling staff involved in the collection of data at fishing ports. The work related to this document was supported in part by the funded IEO albacore project and the national PNDB program 2009-2011 funded by EU.

References

- Anon. 2010c. Report of the 2009 ICCAT Albacore stock assessment session (*Madrid, Spain - July 13 to 18, 2009*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1113-1253.
- 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.
- Mejuto, J., B. Garcia. 1997. Standardized age specific catch rates for albacore (*Thunnus alalunga*) from the Spanish surface fleets in the northeast Atlantic, years 1981-1995. Coll. Vol. Sci. Pap. ICCAT Vol. XLVI (3) pp: 131-137.
- Ortiz de Zárate, V., B. Perez and M. Ruiz. 2012. Statistics from the Spanish albacore (*Thunnus alalunga*) surface fishery in the North eastern Atlantic in 2010. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 639-647.
- Ortiz de Zárate, V., B. Perez, M. Ruiz. 2013. Statistics of the Spanish albacore (*Thunnus alalunga*) surface fishery in the North eastern Atlantic in 2011. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 69(5): 2163-2171.
- Ortiz de Zarate, V. and J.M. Ortiz de Urbina. 2011. Updated standardized age specific catch rates for albacore (*Thunnus alalunga*) from the Spanish troll fishery in the northeast Atlantic: 1981 to 2009. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 1940-1948.
- Santiago, J. 1999. North Atlantic albacore catch- at- age estimates for the period 1975-1997. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT Vol. XLIX (4) pp: 182-187.
- Santiago, J. and H. Arrizabalaga. 2001. North Atlantic albacore catch-at-age estimates for the period 1975-1999 (Updated). Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT , 52: 1475-1480.
- S-plus 2000 Professional release 2. 1999. Professional edition for Windows. Copyright 1988-1997. MathSoft, Inc.

Table 1. Summary of observations of CPUE age 2, CPUE age 3 and CPUE age 23 for covariates quarter and zone analysed in the model. troll fleet 1981-2011.

age 2 group albacore CPUE				age 3 group albacore CPUE				age 23 group albacore CPUE			
QUARTER	N°obs	ZONE	N°obs	Q	N°obs	ZONE	N°obs	Q	N°obs	ZONE	N°obs
1 (June-July)	3755	1 (NE)	1674	1	3718	1 (NE)	1674	1	3775	1 (NE)	1751
2 (Oct-Nov)	485	2 (SE)	1533	2	493	2 (SE)	1533	2	613	2 (SE)	1868
3 (Aug-Sept)	3547	3 (SW)	1298	3	3644	3 (SW)	1298	3	3844	3 (SW)	1304
		4 (NW)	3282			4 (NW)	3282			4 (NW)	3309
Total	7787		7787	Total	7855		7855	Total	8232		8232

Table 2. Summary of fit of the GLM model and ANOVA (Type I test) for CPUE age 2, CPUE age 3 and CPUE age 23 aggregated.

Model GLM	df	Residual SE	Adj R-Square	Pr(F>0)
CPUE age2	7387	0.853	0.395	< 2.2e-16
CPUE age3	7591	0.8152	0.2107	< 2.2e-16
CPUE age23	7899	0.8144	0.449	< 2.2e-16

Analysis of Variance Table (Sum of Squares Type I)

Response: Incpuenage2

	Df	Type I SSq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
YEAR	30	1006.1	33.54	46.086	< 2.20E-16
QUARTER	2	1234.6	617.32	848.34	< 2.20E-16
ZONE	3	1332.7	444.24	610.491	< 2.20E-16
residuals	7387	5375.4	0.73		

Analysis of Variance Table (Sum of Squares Type I)

Response: Incpuenage3

	Df	Type I SSq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
YEAR	30	841.0	27.134	40.830	< 2.20E-16
QUARTER	2	92.1	46.071	69.326	< 2.20E-16
ZONE	3	470.3	156.759	235.883	< 2.20E-16
residuals	7591	5044.7	0.665		

Analysis of Variance Table (Sum of Squares Type I)

Response: Incpuenage23

	Df	Type I SSq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
YEAR	30	882.0	29.40	44.329	< 2.20E-16
QUARTER	2	1461.4	730.70	1,101.789	< 2.20E-16
ZONE	3	1967.7	655.89	988.982	< 2.20E-16
residuals	7899	5238.6	0.66		

Table 3.a. Standardized CPUE (number fish per fishing days), standard error, coefficient of variation and 95% confidence limits (based on a Normal approximation), and log nominal CPUE for albacore age 2.

YEAR	lsmean	SE	low.CL	up.CL	CV (%)	Standardized			Nominal
						CPUE _n	low.CL	up.CL	Age 2 lnCPUE _n
1981	3,18	0,15	2,88	3,48	4,84	34,69	25,65	46,92	3,40
1982	3,46	0,10	3,27	3,64	2,78	45,62	37,79	55,07	3,65
1983	3,23	0,09	3,05	3,41	2,89	36,42	30,33	43,75	3,51
1984	3,09	0,10	2,90	3,27	3,11	31,50	26,10	38,01	3,61
1985	2,73	0,09	2,55	2,92	3,41	22,15	18,45	26,59	2,91
1986	3,31	0,08	3,15	3,47	2,44	39,29	33,55	46,01	3,61
1987	3,31	0,15	3,02	3,61	4,50	39,53	29,51	52,94	3,78
1988	3,34	0,07	3,21	3,47	1,98	40,76	35,81	46,40	3,44
1989	2,91	0,06	2,80	3,03	1,97	26,52	23,70	29,68	3,27
1990	3,33	0,05	3,23	3,43	1,48	40,15	36,45	44,22	3,57
1991	3,72	0,05	3,63	3,81	1,28	59,48	54,20	65,28	4,06
1992	3,47	0,05	3,37	3,57	1,49	46,10	41,66	51,02	3,72
1993	3,39	0,05	3,29	3,49	1,54	42,62	38,47	47,22	3,65
1994	3,78	0,06	3,66	3,89	1,55	63,01	56,18	70,67	4,10
1995	3,66	0,05	3,56	3,76	1,40	55,94	50,58	61,87	4,03
1996	3,75	0,06	3,64	3,86	1,48	61,39	55,04	68,47	4,00
1997	3,44	0,05	3,33	3,55	1,59	44,98	40,39	50,08	3,98
1998	3,19	0,05	3,08	3,29	1,70	34,83	31,32	38,74	3,53
1999	3,00	0,05	2,91	3,10	1,63	29,01	26,36	31,93	3,41
2000	2,54	0,05	2,44	2,65	2,05	18,30	16,52	20,27	3,09
2001	2,79	0,05	2,69	2,88	1,81	23,31	21,11	25,73	3,30
2002	2,67	0,05	2,56	2,77	2,00	20,71	18,65	23,00	3,04
2003	2,72	0,05	2,62	2,83	1,94	21,89	19,73	24,28	3,17
2004	3,52	0,05	3,43	3,61	1,32	48,62	44,39	53,25	3,94
2005	3,77	0,05	3,68	3,87	1,33	62,69	56,83	69,17	4,25
2006	3,65	0,05	3,55	3,75	1,36	55,32	50,18	60,99	4,11
2007	3,50	0,05	3,41	3,60	1,40	47,85	43,48	52,66	3,97
2008	3,71	0,06	3,60	3,83	1,55	58,96	52,67	65,99	3,92
2009	3,29	0,06	3,18	3,40	1,71	38,48	34,46	42,96	3,99
2010	3,72	0,05	3,62	3,81	1,31	59,32	53,91	65,28	4,06
2011	2,69	0,05	2,59	2,79	1,94	21,23	19,17	23,52	3,24

Table 3.b. Standardized CPUE (number fish per fishing days), standard error, coefficient of variation and 95% confidence limits (based on a Normal approximation), and log nominal CPUE for albacore age 3.

YEAR	lsmean	SE	low.CL	up.CL	CV (%)	Standardized			Nominal
						CPUE _n	low.CL	up.CL	Age 3 lnCPUE _n
1981	2,35	0,147	2,06	2,64	6,26	14,61	10,95	31,15	2,44
1982	2,93	0,091	2,75	3,11	3,11	26,06	21,80	34,80	2,99
1983	3,04	0,088	2,87	3,22	2,90	29,28	24,63	25,85	3,21
1984	2,74	0,092	2,56	2,92	3,36	21,58	18,02	17,14	3,02
1985	2,34	0,086	2,17	2,51	3,68	14,48	12,23	23,73	2,37
1986	2,69	0,075	2,54	2,83	2,79	20,48	17,69	23,80	2,78
1987	2,56	0,142	2,28	2,84	5,57	18,00	13,62	23,64	2,81
1988	2,71	0,061	2,59	2,83	2,26	20,96	18,59	17,51	2,75
1989	2,43	0,052	2,33	2,53	2,15	15,81	14,28	14,02	2,56
1990	2,22	0,046	2,13	2,31	2,09	12,80	11,68	17,00	2,28
1991	2,41	0,047	2,31	2,50	1,97	15,49	14,11	19,81	2,58
1992	2,56	0,050	2,46	2,65	1,95	17,97	16,30	20,55	2,63
1993	2,59	0,050	2,50	2,69	1,91	18,65	16,92	14,27	2,66
1994	2,21	0,057	2,10	2,33	2,56	12,77	11,43	18,08	2,30
1995	2,47	0,049	2,37	2,56	2,00	16,41	14,90	7,94	2,62
1996	1,63	0,056	1,52	1,74	3,44	7,12	6,37	12,42	1,70
1997	2,08	0,052	1,98	2,19	2,50	11,21	10,13	13,96	2,34
1998	2,21	0,050	2,11	2,30	2,28	12,65	11,46	16,84	2,30
1999	2,40	0,048	2,30	2,49	2,02	15,32	13,93	15,86	2,59
2000	2,34	0,046	2,25	2,43	1,97	14,49	13,24	18,25	2,49
2001	2,48	0,048	2,38	2,57	1,94	16,61	15,12	7,20	2,72
2002	1,55	0,048	1,45	1,64	3,10	6,55	5,96	8,92	1,63
2003	1,76	0,049	1,67	1,86	2,76	8,11	7,37	14,10	1,88
2004	2,23	0,042	2,15	2,31	1,89	12,99	11,96	14,60	2,38
2005	2,26	0,045	2,17	2,35	1,97	13,37	12,25	17,42	2,41
2006	2,43	0,048	2,34	2,53	1,99	15,84	14,41	16,79	2,64
2007	2,40	0,044	2,32	2,49	1,83	15,41	14,13	18,02	2,56
2008	2,45	0,054	2,35	2,56	2,18	16,23	14,61	20,50	2,52
2009	2,59	0,052	2,49	2,69	2,00	18,53	16,74	24,80	2,92
2010	2,79	0,046	2,70	2,88	1,64	22,68	20,74	16,91	2,92
2011	2,40	0,051	2,29	2,50	2,13	15,29	13,84	1,39	2,71

Table 3.c. Standardized CPUE (number fish per fishing days), standard error, coefficient of variation and 95% confidence limits (based on a Normal approximation), and log nominal CPUE for albacore age 23.

YEAR	lsmean	SE	low.CL	up.CL	CV (%)	Standardized			Nominal
						CPUE _n	low.CL	up.CL	Age23 lnCPUE _n
1981	3,67	0,15	3,38	3,96	4,00	54,74	41,04	73,00	3,88
1982	3,93	0,09	3,75	4,11	2,31	70,75	59,20	84,54	4,14
1983	3,92	0,09	3,75	4,09	2,23	70,13	59,07	83,25	4,21
1984	3,50	0,09	3,33	3,68	2,59	46,33	38,78	55,35	4,06
1985	3,27	0,09	3,10	3,44	2,60	36,60	30,98	43,24	3,35
1986	3,69	0,07	3,55	3,84	2,02	56,02	48,38	64,87	3,95
1987	3,69	0,14	3,41	3,97	3,85	55,95	42,34	73,93	4,19
1988	3,81	0,06	3,69	3,93	1,61	62,76	55,66	70,76	3,90
1989	3,39	0,05	3,29	3,50	1,52	41,52	37,52	45,94	3,66
1990	3,59	0,05	3,50	3,68	1,26	50,50	46,21	55,18	3,74
1991	3,91	0,04	3,82	4,00	1,13	69,47	63,69	75,78	4,19
1992	3,82	0,05	3,72	3,91	1,27	63,46	57,71	69,77	4,02
1993	3,81	0,05	3,72	3,91	1,28	63,01	57,26	69,35	4,03
1994	4,01	0,06	3,91	4,12	1,38	77,20	69,24	86,08	4,33
1995	3,89	0,05	3,80	3,99	1,23	68,39	62,27	75,11	4,21
1996	3,85	0,05	3,75	3,96	1,36	65,77	59,36	72,86	4,04
1997	3,59	0,05	3,49	3,68	1,40	50,24	45,53	55,44	4,05
1998	3,52	0,05	3,42	3,62	1,41	47,08	42,73	51,88	3,76
1999	3,28	0,04	3,19	3,37	1,36	37,04	33,94	40,42	3,61
2000	3,00	0,05	2,91	3,09	1,52	27,88	25,50	30,49	3,40
2001	3,21	0,05	3,12	3,30	1,46	34,62	31,57	37,96	3,73
2002	2,85	0,05	2,75	2,94	1,65	24,01	21,89	26,32	3,06
2003	2,98	0,05	2,89	3,07	1,59	27,48	25,03	30,16	3,29
2004	3,64	0,04	3,56	3,72	1,14	52,91	48,77	57,41	3,94
2005	3,70	0,04	3,61	3,79	1,20	56,35	51,65	61,48	4,05
2006	3,86	0,05	3,77	3,95	1,22	66,24	60,40	72,66	4,35
2007	3,72	0,04	3,63	3,80	1,18	57,24	52,53	62,36	4,05
2008	3,96	0,05	3,86	4,07	1,34	73,25	66,00	81,30	4,18
2009	3,54	0,05	3,44	3,64	1,45	47,92	43,32	53,01	4,20
2010	3,97	0,05	3,88	4,06	1,14	74,01	67,73	80,87	4,34
2011	3,08	0,05	2,99	3,18	1,57	30,42	27,67	33,46	3,60

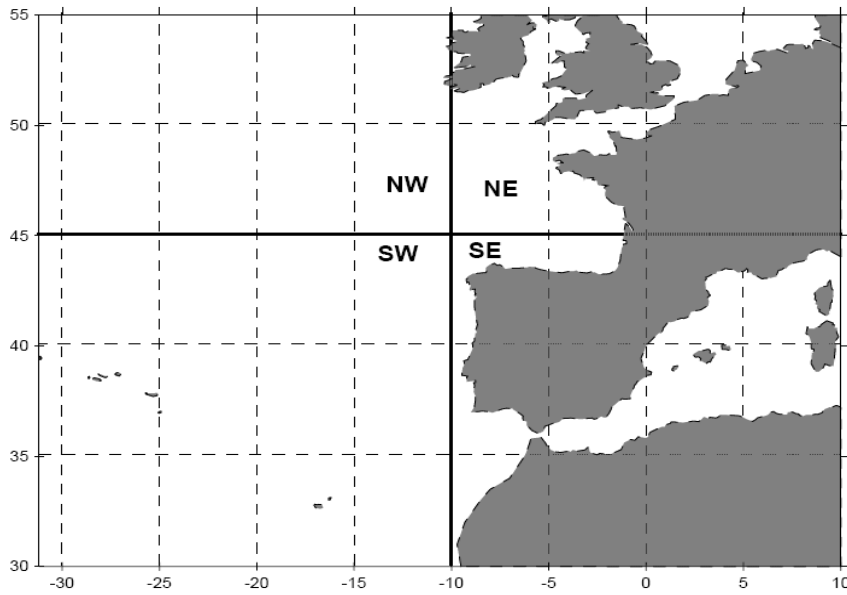
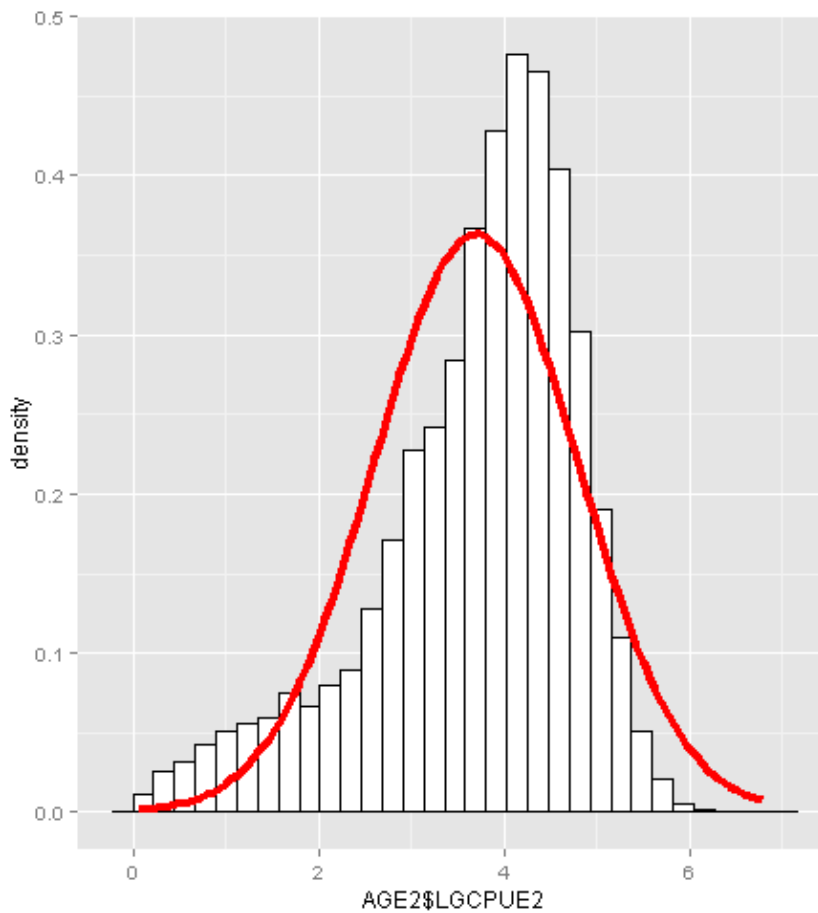


Figure 1. Geographic area stratification used in the analysis of Atlantic albacore troll fleet CPUEs by age group



2 and 3.

Figure 2.a Density and frequency distribution of total observed nominal CPUE (log-scale) in number of fish per fishing day for age group 2, for the troll fleet in period:1981-2011.

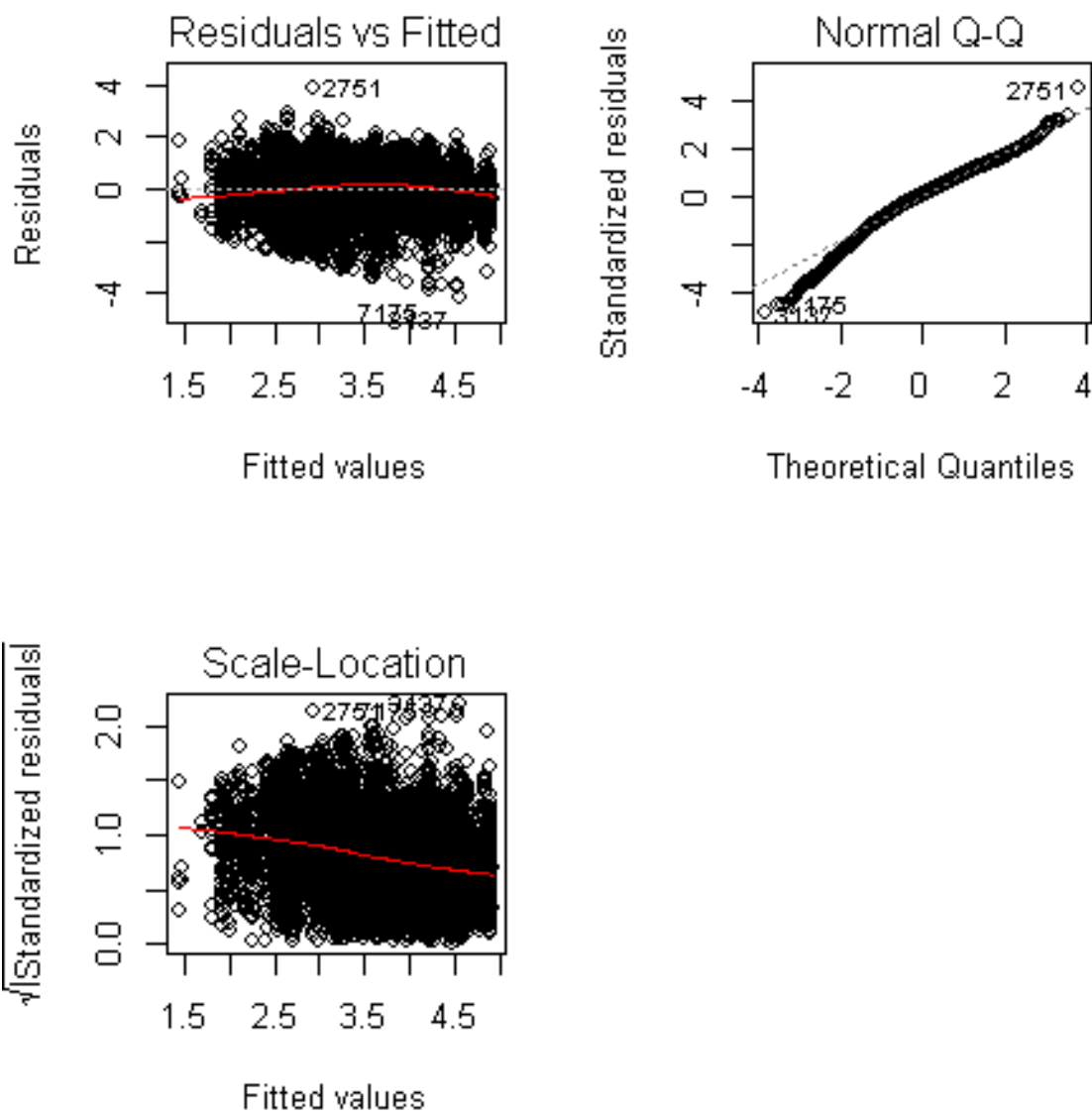


Figure 2.b Model fit diagnostics (clockwise from top to down). Residual versus fitted values, quantiles of standard normal, $\sqrt{|\text{abs}(\text{residual})}$ versus fitted). Log-Normal model CPUE age 2 of troll fleet. Years: 1981-2011.

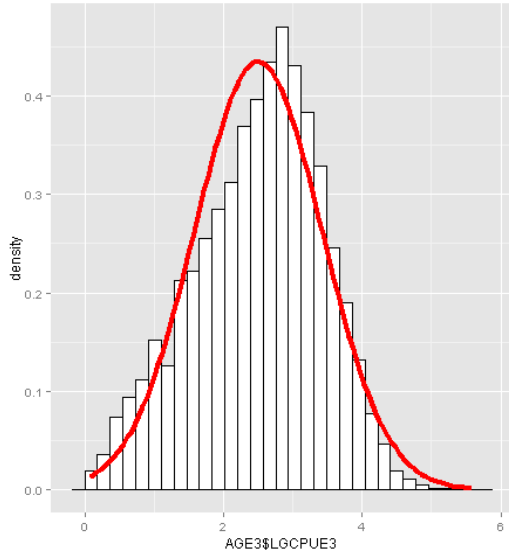


Figure 3.a Density and frequency distribution of total observed nominal CPUE (log-scale) in number fish per fishing day for age group 3, for troll fleet in period : 1981-2011.

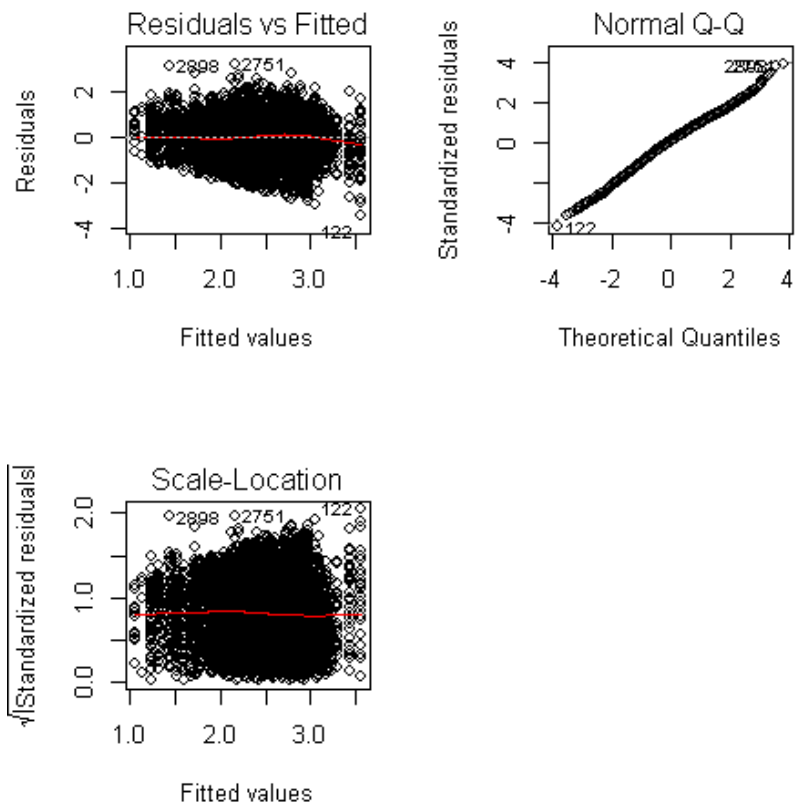


Figure 3.b Model fit diagnostics (clockwise from top to down). Residual versus fitted values, quantiles of standard normal, $\sqrt{|\text{abs}(\text{residual})}$ versus fitted). Log-Normal model CPUE age 3 troll fleet. Years:1981-2011.

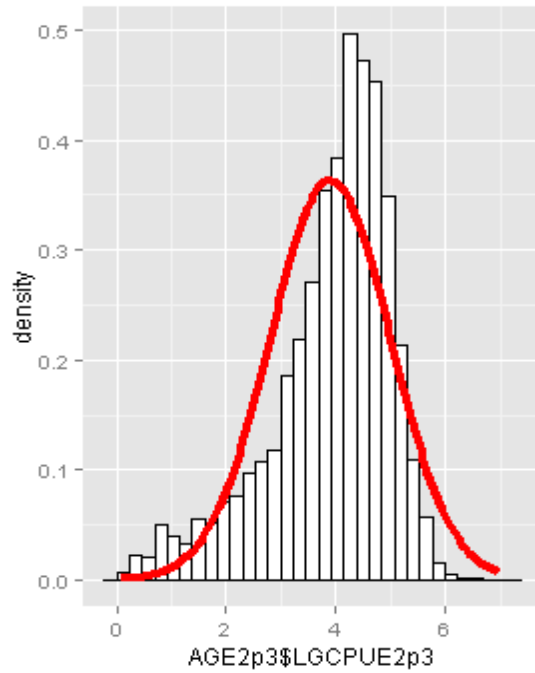


Figure 4.a Density and frequency distribution of total observed nominal CPUE (log-scale) in number fish per fishing day for age group 2 plus 3, for troll fleet in period: 1981-2011.

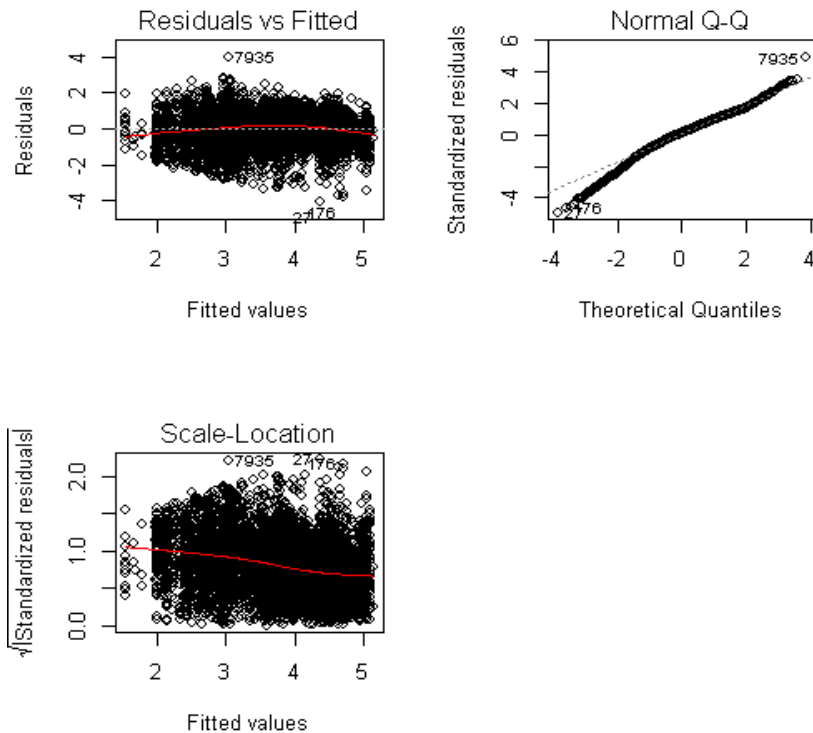


Figure 4.b Model fit diagnostics (clockwise from top to down). Residual versus fitted values, quantiles of standard normal, $\sqrt{|\text{abs}(\text{residual})|}$ versus fitted). Log-Normal model CPUE age 2 plus 3 troll fleet. Years:1981-2011.

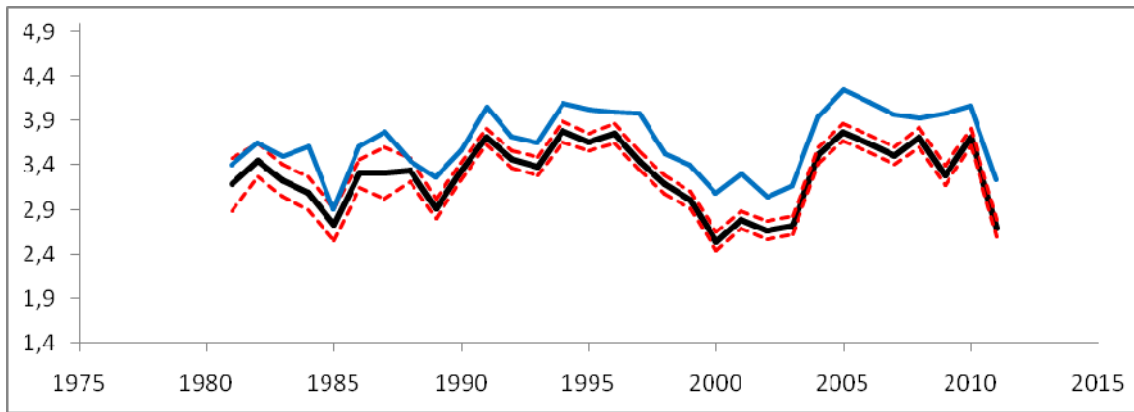


Figure 5. Observed CPUEa ge2 in log-scale (blue line), estandarized CPUE age2 (log-scale, black line) and confidences intervals of response variable (dotted red line) .

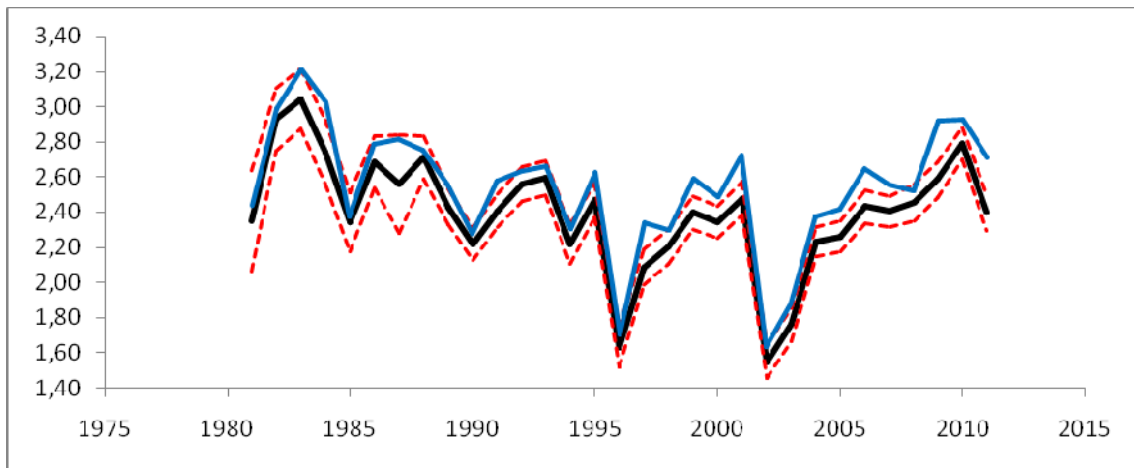


Figure 6. Observed CPUE age3 in log-scale (blue line), estandarized CPUE age3 (log-scale, black line) and confidences intervals of response variable (dotted red line).

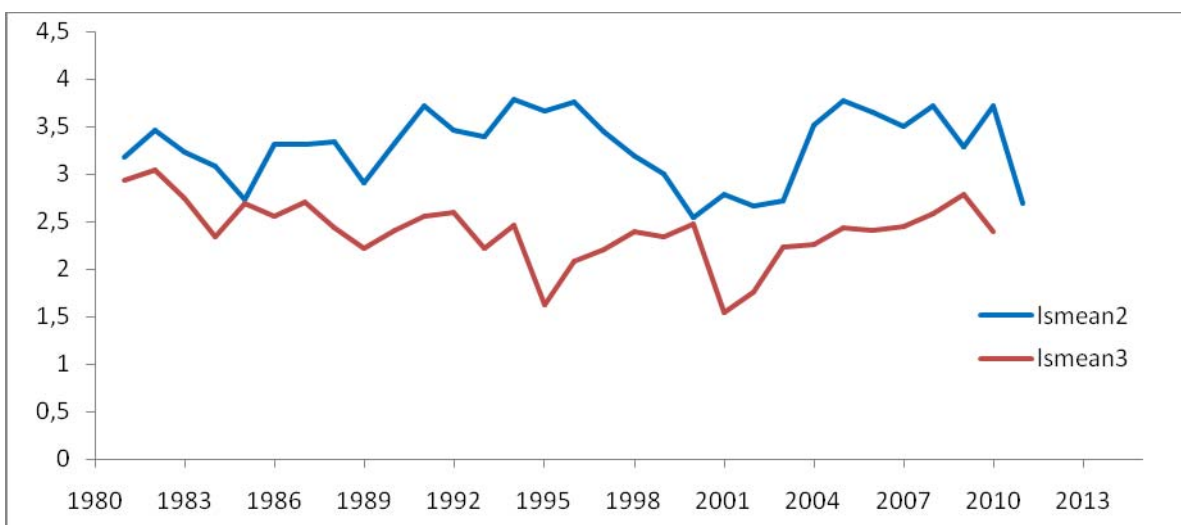


Figure 7. One year lag lsmeans age3 (red line) compare with lsmeans age 2 (blue line) of same cohort.

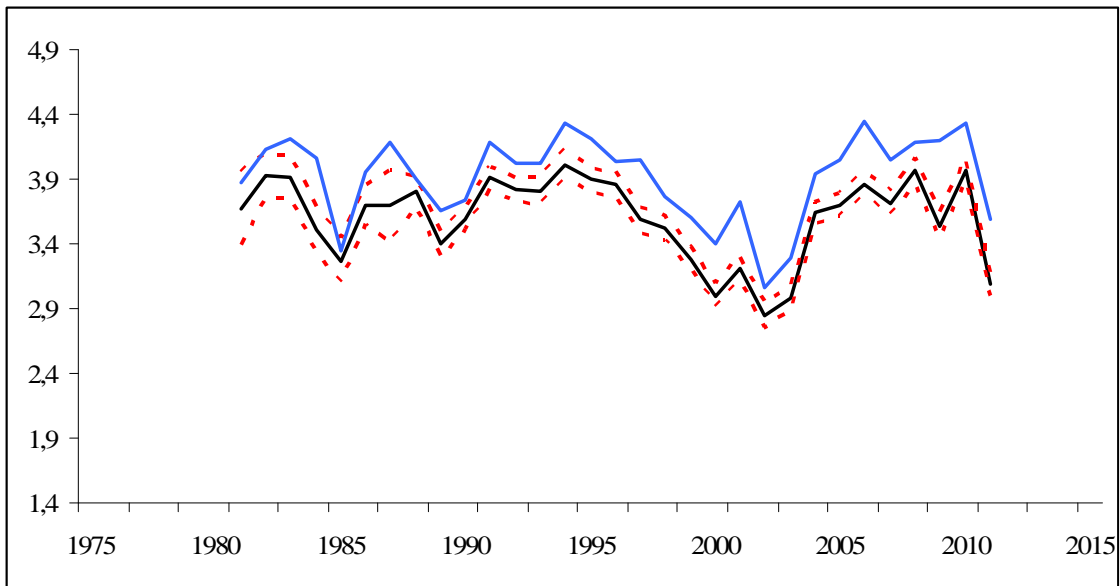


Figure 8. Observed CPUE age 23 in log-scale (blue line), estandarized CPUE age 23 (log-scale, black line) and confidences intervals of response variable (dotted red line).

USE OF AGE-LENGTH KEYS TO ESTIMATE CATCH-AT-AGE OF ALBACORE (*THUNNUS ALALUNGA*) FROM THE SPANISH SURFACE FISHERY IN THE NORTH EAST ATLANTIC, YEARS 2009 TO 2011

Victoria Ortiz de Zárate¹, P. Quelle¹, M. Ruiz¹, M. and B. Pérez¹

SUMMARY

This document presents the results of applying age-length keys obtained from direct readings of spine sections of albacore collected from commercial catches carried out by the surface fleets, bait boat and troll vessels operating in the Bay of Biscay and North eastern Atlantic fishing grounds. The period comprises the years 2009, 2010 and 2011. The catch at-size data (CAS) from these fleets and the ALKs derived were used to obtain the age composition of catches (CAA) from this fishery for the described period.

RÉSUMÉ

Ce document présente les résultats obtenus en appliquant les clés âge-taille calculées sur la base des lectures directes des sections des épines de germon recueillies sur des prises commerciales réalisées par des flottilles de surface, des canneurs et des ligneurs opérant dans les zones de pêche du golfe de Gascogne et de l'Atlantique Nord-Est. La période inclut les années 2009, 2010 et 2011. Les données de prise par taille (CAS) de ces flottilles et les clés âge-longueur dérivées ont été utilisées pour obtenir la composition par âge des captures (CAA) de cette pêcherie pour la période à l'étude.

RESUMEN

En el documento SCRS/2013/055 se presentaban los resultados de la aplicación de las claves edad-talla obtenidas de lecturas directas de secciones de espinas de atún blanco realizadas en las capturas comerciales realizadas por curricaneros y barcos de cebo vivo que operan en los caladeros del golfo de Vizcaya y del Atlántico nororiental. El periodo del estudio incluye los años 2009, 2010 y 2011. Se utilizaron los datos de captura por talla (CAS) de estas flotas y las ALK derivadas para obtener la composición por edad de las capturas (CAA) de esta pesquería para el periodo descrito.

KEYWORDS

Thunnus alalunga, Albacore, Age-length-keys, Spine aging North Atlantic

¹ Instituto Español de Oceanografía. Apdo.240. 39080 Santander. Spain. victoria.zarate@st.ieo.es

1. Introduction

The length composition of albacore caught in the North Atlantic is available for all the fisheries: surface and long-line (Anon., 2010). For the assessment of the North stock it is required to estimate the catch at age distribution of the international albacore to be analysed with ADAPT-VPA model (Porch *et al.*, 2001).

The catch-at age matrix is derived from the analyses of the size composition of international catches by applying the Kimura-Chikuni algorithm (Kimura *et al.* 1987) for assessing the state of the North Atlantic albacore stock. This likelihood method has become a standard procedure to estimate the age composition of the catch-at-size for North Atlantic albacore stocks (Anon., 2010). Since 1986, the largest proportion of exploited albacore in this stock is represented by the immature albacore age-groups 1 to 5 (Anon. 2010).

Studies to estimate age composition of North Atlantic albacore based on skeleton structures, such as first dorsal spiny ray, allow for more detailed information on albacore growth rates on annual bases. Among vertebrae, otolith and the first dorsal spine, this last one skeleton piece remains as the most validated ageing structure for North Atlantic albacore and specially when ageing adult fish (Fernández, 1992; Bard, 1981).

In the last assessment of North Atlantic albacore done in 2009 (Anon., 2010), age-length keys obtained by means of direct readings of sections of first dorsal spiny ray were available for input in the stock synthesis (SS) model used in the assessment (Ortiz de Zárate *et al.*, 2007a).

The aim of this paper is to present an application of the age length keys to estimate the catch-at age composition of albacore surface fishery landings as a complementary source of information on the age structure of immature albacore caught by the Spanish surface fishery

2. Materials and Methods

2.1 Data

First dorsal spiny ray from albacore were sampled at main fishing ports, starting in June until November following the sample protocol established for this species (Ortiz de Zárate *et al.*, 2007b). Network sampling staff monitoring the activity of these fleets at main fishing port of northern coast of Iberian peninsula and staff from IEO (*Instituto Español de Oceanografía*) participated in the collection of samples during 2009, 2010 and 2011 albacore fishing seasons. During the landing operation, observers sampled decked albacore to collect the first dorsal spiny ray, measuring fork length to the nearest centimetre, and recording date and fishing area for each specimen. A total of 557, 681 and 584 spines were selected to estimate the age composition of the Spanish surface albacore catches in 2009, 2010 and 2011, respectively.

2.2 Ageing method and Age-length keys

Albacore spiny rays were returned to the IEO laboratory and processed following the method in previous years (Ortiz de Zárate *et al.*, 2007b). The transverse cross-sections ($\sim 0.5\mu\text{m}$) mounted on slides and embedded in epoxy resin were read with transmitted light on a profile projector (NIKON 6C) at x10 or x20 magnification. The criteria used to interpret the pattern of observed translucent bands (*annuli*) formed on the spine sections of albacore, was based on the hypothesis of Bard and Compeán (1980), which assumes that the formation of two translucent bands (*annuli*) per year throughout the life span of North Atlantic albacore corresponds to its migratory behaviour between feeding and spawning grounds (Bard, 1981). Occasionally, to overcome the problem of resorption of the central zone of the spine as the fish grows, back calculation was applied based on the diameter of the first visible *annuli* measured (Ortiz de Zárate *et al.*, 2005). An age was assigned to the first visible *annuli* and by counting successive *annuli*, the sample was aged.

This age estimation procedure has been tested to estimate the precision and agreement of the aging method applying the procedure described by Eltink (2000). Inter calibration among three readers was performed for the samples collected in 2004 and 2005 fishing seasons and level of mean agreement on readings was 86% and 80% respectively as well as the respective overall coefficient of variation (CV)

estimated were 9% and 7.6% (Ortiz de Zárate *et al.* 2007a). Once the agreement between readers had been accomplished, the reading of dorsal spine sections has been standardized based on the agreement on the interpretation of annual time marks between two IEO readers.

In this study, linear regression model was fit to estimate the relationship among the length in centimetre of the specimen and measurement of diameter in millimetre of the spine section for each given year examined. This model fit was done for the complete sample of spine section that were aged. All the measurements obtained for the three years were included in this study. The regression model is useful to estimate the expected length (age) of the fish when diameter of *annuli* correspond to first visible time mark of unknown age.

Monthly results of readings for the two gear combined were used to obtain the annual age-length keys (ALKs) for the Spanish surface fishery. According to the seasonal activity of bait boat and troll fleets each annual age-length key was split into summer and autumn seasons. The monthly aging data was aggregated into summer (June, July, August) and autumn (September, October, November) seasons. Based on this seasonal stratification the respective annual age-length keys were applied to the annual catch at size distribution by 1 cm class (CAS) of each individual fleet based on this time strata (Ortiz de Zárate and Barreiro, 2010; Ortiz de Zárate *et al.*, 2011; 2012). Hence, the summer and autumn catch at age number (CAA) of given year was added to obtain the annual catch at age composition by fleet, thereafter annual CAA by fleet were aggregated by year covered.

3. Results and Discussion

The albacore length distribution covered was from 43 cm to 107 cm fork length (FL) in 2009, 38 to 112 cm (FL) in 2010 and 41 to 120 cm FL in 2011. Accordingly, these annual sampled fish were processed and the results based on the aging method applied are shown on the age-length keys (ALKs) estimated by summer and autumn seasons on consecutive **Table 1.a** for year 2009, **Table 1.b** for year 2010 and last **Table 1.c** for 2011 year. Hence the linear model fit on the response variable, (diameter of spine section) explained by the length of the specimen aged shows a good fit on the three consecutive years estimated. The linear regression model fit for 2009 length and diameter observations explained the 92.6% of the variance ($r^2=0.9262$, $df=548$, $(Pr(F)>0)$) of the relationship between length and diameter of spine. The relationship found for 2010 observations explained the 94% ($r^2=0.9392$, $df=676$, $(Pr(F)>0)$) and finally the linear fit for 2011 observations explained 96% ($r^2=0.9627$, $df=580$, $(Pr(F)>0)$)

The results of applying the estimated ALK's to the CAS for every given year from 2009 to 2011, gives an estimated total number of fish by age group shown in **Table 2**. The number of readings obtained for specimen over 90 cm length was scarce across years, therefore an age plus group was fixed at 5+. As complementary information, the annual age structured separated by bait boat and troll fleets is presented in **Figure 1**. Mainly target age groups by both fleets are 1 to 3 age groups. Within same year it is found variability on the selectivity of the two fleets. This is in part due to the different fishing strategy followed by each fleet according to the spatial and temporal distribution of albacore and therefore different catchability by fleets.

The mean fork length (FL) at age and standard deviation obtained by the aging method for the three consecutive years 2009 to 2011, are summarised in **Table 3**. Only results of 1 to 4 age groups show a consistent number of samples across years. The number of samples collected for older age fish (> 5 years old) represents a testimonial presence in the catch of this fishery for the three consecutive years. In addition, it is observed the variation among the mean length at age obtained in this study. For albacore 1 to 4 age groups, the mean size is very similar among years. At the contrary, for age 5 and older age groups the differences across years were noticed, due to the scarce sample size collected.

The number at age obtained by the aging method in this study applied to the catch-at size distribution of albacore surface fishery is presented in (**Figure 2.a, b, c**) corresponding to year 2009, 2010 and 2011. The length frequency data set observed and the expected age composition matched reasonable well. Visual examination of histogram reveals no major differences overall the three years but the autumn fishing season of 2009 and 2010 for bait boat fishery, when clearly age 3 and 4 show different estimates.

The catch at age matrix currently used in albacore assessment (Anon, 2010) is derived from catch length composition using Kimura-Chikuni algorithm implemented by ICCAT. This is probably the most objective method from statistical point of view. Nevertheless, the age length keys obtained from readings of first dorsal spine sections show that is an alternative method that could be used to age juvenile albacore from 1 to 4 age group caught by surface fleets.

Acknowledgments

The authors would like to thank all the network sampling staff involved in the collection of data at fishing ports. The work related to this document was supported in part by the IEO project PNDB funded by EU in years 2009 to 2011. Appreciation is extended to Oscar Gutierrez (IEO) for assistance in the processing of samples.

References

- Anon. 2010c. Report of the 2009 ICCAT albacore stock assessment session (Madrid, Spain - July 13 to 18, 2009). Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1113-1253.
- Bard, F.X. 1981. Le thon germon (*Thunnus alalunga*) de l'Océan Atlantique. De la dynamique de population à la stratégie démographique. Thèse Doctorat ès Sciences Naturelles, Université de Paris VI, 330 p.
- Bard, F.X., and Compeán-Jimenez, G. 1980. Consequences pour l'évaluation du taux d'exploitation du germon (*Thunnus alalunga*) nord atlantique d'une courbe de croissance déduite de la lecture des sections de rayons épineux. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 9(2): 365-375.
- Eltink, A.T.G.W. 2000. Age reading comparisons. (MS Excel workbook version 1.0 October 2000) Internet: <http://www.efan.no>
- Fernandez, M. 1992. Revision des methodes d'ageage du germon (*Thunnus alalunga*, BONN. 1788) Nordest Atlantique par l'étude des pieces anatomiques calcifiees. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 39(1): 225-240.
- Kimura, D.K. and Chikuni, S. 1987, Mixtures of empirical distributions: an iterative application of the age-length key. Biometrics, 43:23-35
- Ortiz de Zárate, V., Landa, J, Ruiz, M. and Rodríguez-Cabello, C. 2005. Ageing based on spine sections reading of North Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*): precision, accuracy and agreement. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 58(4): 1235-1248.
- Ortiz de Zárate, V, Valeiras, X., Rodríguez-Cabello, C., and Ruiz, M. 2007a. Application of age-length-keys to estimate catch-at-age for the North Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) stock. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(2): 428-436.
- Ortiz de Zárate, V, Valeiras, X., and Ruiz, M. 2007b. Sampling protocol for skeletal structures of North Atlantic albacore tuna (*Thunnus alalunga*) and ageing interpretation. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(2): 492-506.
- Ortiz de Zárate, V. and Barreiro, S. 2010. Statistics from the Spanish albacore (*Thunnus alalunga*) surface fishery in the North eastern Atlantic in 2008. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65 (4): 1437-1445.
- Ortiz de Zárate, V., Perez, B, and Ruiz, M. (2011). Statistics from the Spanish albacore (*Thunnus alalunga*) surface fishery in the North eastern Atlantic in 2009. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66 (5): 1931-1939.
- Ortiz de Zárate, V, Perez, B, and Ruiz, M. (2012). Statistics from the Spanish albacore (*Thunnus alalunga*) surface fishery in the North eastern Atlantic in 2010. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68 (2): 639-647.
- Porch, C.E., Turner, S.C. and Powers, J.E. 2001. Virtual population analyses of Atlantic bluefin tuna with alternative models of transatlantic migration: 1970-1997. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52(3): 1022-1045.
- S-PLUS. (1999). S-PLUS 2000 Professional Release 2. Copyright © 1988-1999. MathSoft. Inc.

Table 1.a. Derived age-length keys from spine age determination from 2009 samples.

Summer 09		Age							Total	Autumn 09		Age									Total
Length (cm)		1	2	3	4	5	6	7		Length (cm)		1	2	3	4	5	6	7	8	9	
43		1																			43
44		1																			44
45		1																			45
46																					46
47		4																			47
48		8																			48
49		9									2										49
50		14									1										50
51		12									2										51
52		9									3										52
53		9									2										53
54		8									2										54
55		5									2										55
56		6									1										56
57		8	1																		57
58		5	2																		58
59		2	3								1	1									59
60		2	4								1	2									60
61		4	5								2	2									61
62		2	10										3								62
63		2	7										6								63
64			9								1	4									64
65		2	12									6									65
66			7	1								4									66
67			11	4								5									67
68			11	2								7									68
69			5	4								3	1								69
70			4	6								7									70
71			6	2								1	1								71
72			4	4									2								72
73			1	9									1								73
74				6								1	3								74
75				17								1	3								75
76				14	1								4								76
77				16	1								5	1							77
78				14									2	1							78
79				7	3								3	1							79
80				12	2								5	1							80
81				8									2	3							81
82				6	2								6	2							82
83				6	4								2	2							83
84				1	3	1							2	2							84
85				1	1								1	3							85
86				1	2	1								2	2						86
87					3									4		2					87
88				1	2	1							1	2							88
89					1									2							89
90					1										1						90
91						1									1						91
92															2						92
93														2							93
94														1	1				1		94
95															3						95
96															2						96
97								1									1		1		97
98													1								98
99														1							99
100								1							1						100
101							1	1													101
102																					102
103																					103
104																					104
105																					105
106																			1		106
107																				1	107
Total		114	102	142	26	4	1	3				20	53	44	30	13	1	3		1	392
Total												20	53	44	30	13	1	3		1	165

Table 1.b. Derived age-length keys from spine age determination from 2010 samples.

Summer 10								Autumn 10															
Length (cm)	Age							Total	Length (cm)	Age										Total			
	1	2	3	4	5	6	7			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10				
38								38	1														1
39								39	2														2
40								40	1														1
41								41	1														1
42								42	1														1
43								43	3														3
44								44															
45								45	4														4
46								46	6														6
47								47	4														4
48		6					6	48	4														4
49		6					6	49	4														4
50		9					9	50	5														5
51		8					8	51	5														5
52		10					10	52	6														6
53		9	2				11	53	6														6
54		7	2				9	54	6														6
55		8	1				9	55	5														5
56		3	6				9	56	2														2
57		6	4				10	57	5	1													6
58		3	5				8	58	3	1													4
59		2	6				8	59	1	2													3
60			12				12	60	3	3													6
61		3	8				11	61	1	1													2
62			11				11	62	1	5													6
63			12				12	63		5													5
64			12				12	64		5													5
65			8	3			11	65		4													4
66			7				7	66		4													4
67			6	1			7	67		5													5
68			4	3			7	68		4													4
69			3	4			7	69		1													1
70			6	4			10	70		1	1												2
71			5	5			10	71		1	1												2
72			2	7			9	72			1												1
73			1	8	3		12	73		1	3												4
74				10	1		11	74		1	5												6
75				12			12	75		2	2												4
76				11	2		13	76			6												6
77				7	5		12	77			5												5
78				7	5		12	78			5												5
79				10	4		14	79			2	5											7
80				10	5		15	80			3	4											7
81				5	4		9	81			7	3											10
82				4	6	1	11	82				7											7
83				4	6	2	12	83			1	7											8
84			1	3	5	1	10	84			2	4											6
85				4	3	1	8	85				4	2										6
86				1	4		5	86				7											7
87					3		3	87			2	4	1										7
88					3		3	88				3	1										4
89								89				1											1
90					1		1	90				4	5	1									10
91								91				2	1		1								4
92					1		1	92				1	2	1									4
93					1	1	2	93				1	2										3
94								94					3										3
95								95				1	3										4
96								96					2	1									3
97								97						1									1
98								98					1	1	1								3
99								99															
100								100						3									3
101								101															
102								102							1								1
103								103							1								1
104						1	1	104							2								2
105							1	105					1		3			2					6
106								106							1		1						2
107								107							1			1					2
108								108										1					1
109								109						1									1
110								110							1					1			2
111								111															
112								112													2		2
Total		80	124	123	59	8	2	1	397	Total		80	47	46	57	25	9	12	1	6	1	284	

Table 1.c. Derived age-length keys from spine age determination from 2011 samples.

Summer 11										Autumn 11														
Length (cm)	Age									Total	Length (cm)	Age									Total			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9			1	2	3	4	5	6	7	8	9				
41											41													
42											42													
43											43													
44											44													
45	1									1	45													3
46											46													3
47	9									9	47													5
48	11									11	48													9
49	11									11	49													5
50	12									12	50													5
51	10									10	51													4
52	11									11	52													7
53	11									11	53													6
54	12									12	54													7
55	9									9	55													7
56	5	1								6	56													7
57	4	4								8	57													5
58	4	4								8	58													6
59	2	4								6	59													6
60	2	6								8	60													7
61	1	9								10	61	3	3											6
62	1	9								10	62	2	2											4
63		9								9	63	4	3											7
64	1	8								9	64	2	1											3
65		8	1							9	65	2	2											4
66		10								10	66		3											3
67		6								6	67		3											3
68		4	2							6	68		2											2
69		6	1							7	69		4											4
70		5	3							8	70			2										2
71		3	4							7	71			1										1
72		3	4							7	72			2										2
73		1	9							10	73			2										2
74		1	9							10	74			1	2									3
75			8							8	75			2	1									3
76			7	1						8	76				4									4
77			9	1						10	77				4									4
78			7	1						8	78			2	1									3
79			2	5						7	79			2	1									3
80			5							5	80				3									3
81			4	2						6	81				1	2								3
82			3							3	82				1	3								4
83				3						3	83				2									2
84				3						3	84				2									2
85			1	2						3	85				2	1								3
86				1						1	86				2	1								3
87				3						3	87				1	3								4
88				1						1	88				5									5
89											89				4	1								5
90				1						1	90				3	1								4
91											91				2	2	2							6
92					1					1	92				2	2								4
93											93				2	4	1							7
94											94					3								3
95											95				1	2								3
96											96				1	1								2
97											97					2								2
98											98													
99											99				1		1			1				3
100								1		1	100					2		1						3
101											101						1							1
102											102						1							1
103											103					2		1		1				4
104											104													
105							1			1	105					1								1
106								1		1	106					1			1					2
107											107								1					1
108											108							1			1			2
109											109							2						2
110									1	1	110													
111											111													
112											112													
113											113										1			1
114											114								1					1
115											115								1					1
116									1	1	116													
117											117													
118											118													
119											119													
120											120										1			1
Total	117	101	79	24	1			2	3	327	Total	118	27	27	36	23	10	10	4	2	257			

Table 2. Spanish surface fishery catch-at-age (CAA) albacore obtained after applying ALKs to catch-at size (CAS) from 2009, 2010 and 2011.

Year	Age Groups					N° Fish
	1	2	3	4	5+	Total
2009	243148	371967	481086	114953	19163	1230317
2010	340334	1022410	364608	163341	36012	1926705
2011	966274	282706	255127	35286	13291	1552685

Table 3. Mean fork length (FL) at age and standard deviation obtained by spine aging method.

2009					
Age	N	Min	Max	Mean (cm)	Stdev
1	114	43	65	53.10	4.54
2	102	57	73	65.40	3.68
3	142	66	88	76.44	4.29
4	25	76	90	83.64	3.77
5	4	84	91	87.25	2.99
6	1	101	101	101.00	
7	3	97	101	99.33	2.08
Total	391	43	101	67.56	11.80
2010					
Age	N	Min	Max	Mean (cm)	Stdev
1	160	38	62	51.92	4.69
2	171	53	84	63.67	4.80
3	169	65	87	76.52	4.54
4	116	73	95	82.92	4.27
5	33	82	105	90.88	4.95
6	11	90	109	98.09	5.47
7	13	91	110	103.46	4.65
8	1	106	106	106.00	
9	6	105	112	108.17	3.19
10	1	110	110	110.00	
Total	681	38	112	70.53	14.81
2011					
Age	N	Min	Max	Mean (cm)	Stdev
1	235	41	65	52.60	5.13
2	128	56	75	64.75	4.23
3	106	65	85	75.80	3.86
4	60	76	99	85.43	5.18
5	24	85	97	91.79	3.45
6	10	91	106	99.10	5.61
7	10	100	120	108.10	6.71
8	6	99	107	103.33	3.27
9	5	106	116	110.60	3.97
Total	584	41	120	67.22	16.04

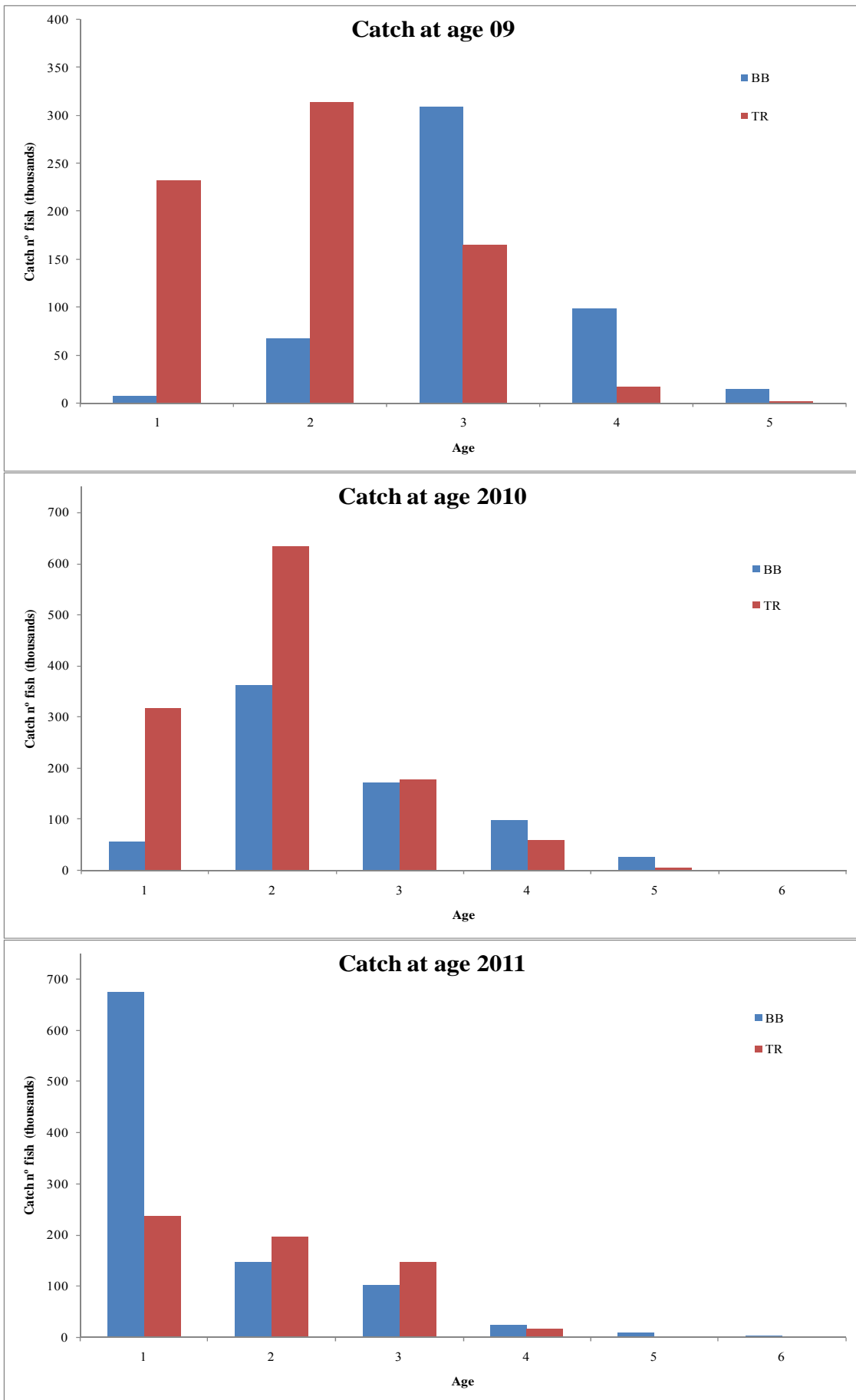
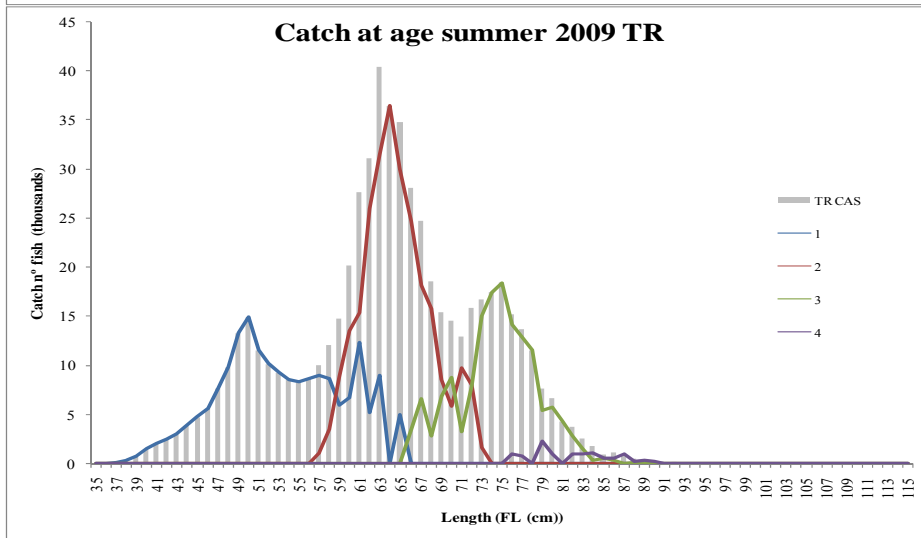
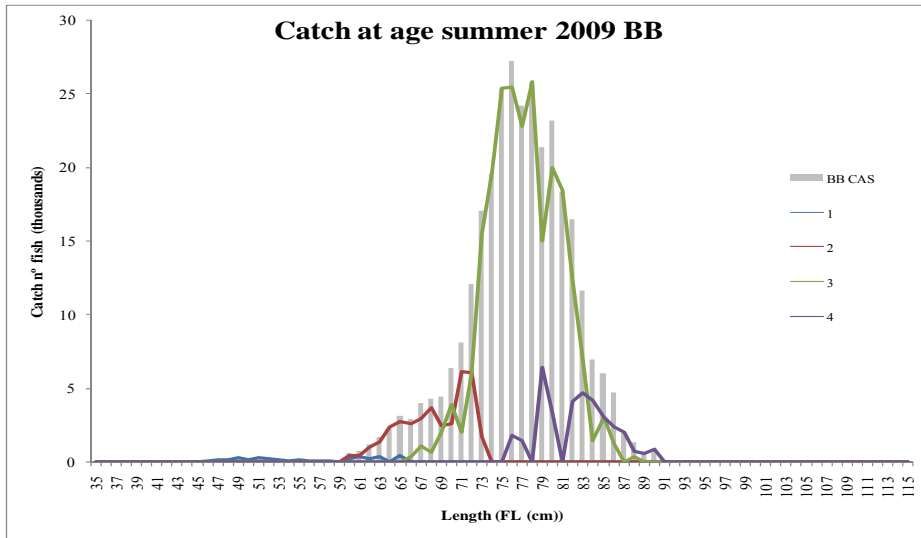


Figure 1. Albacore catch-at-age (CAA) data obtained by ALKs method by fleet and year.



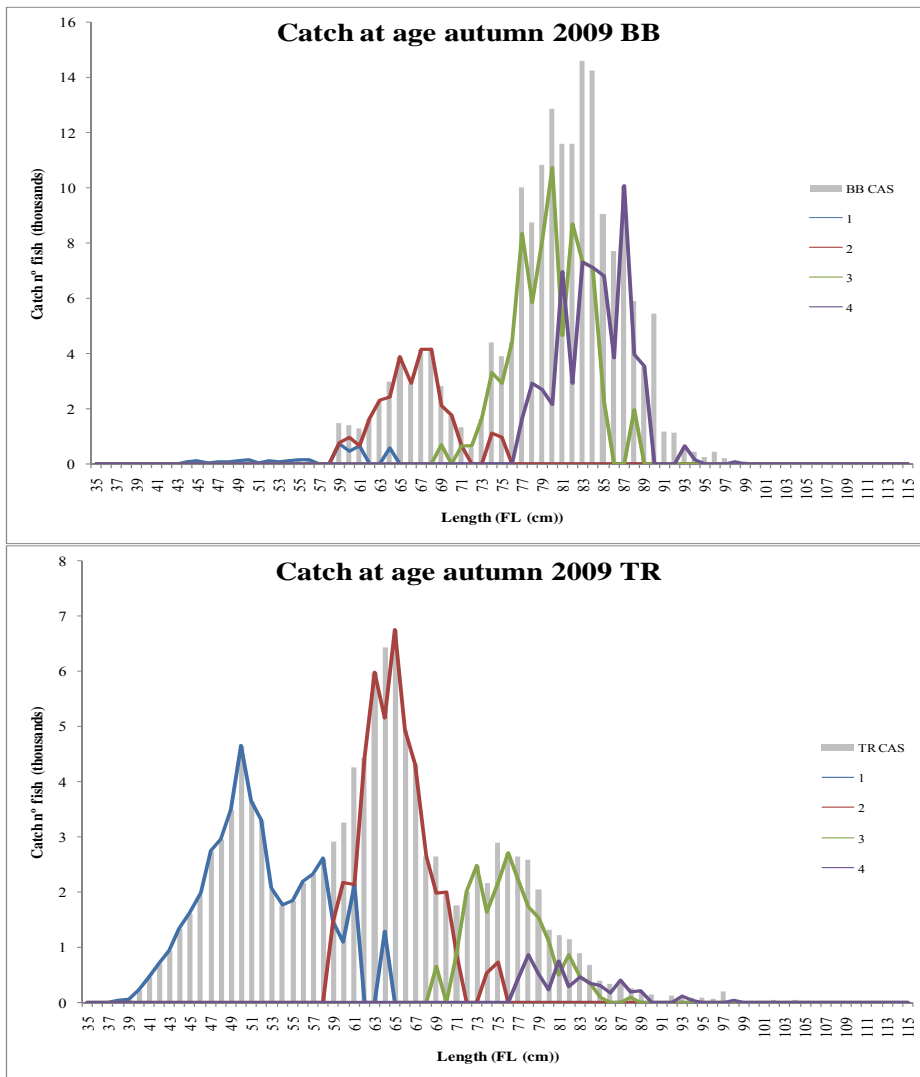
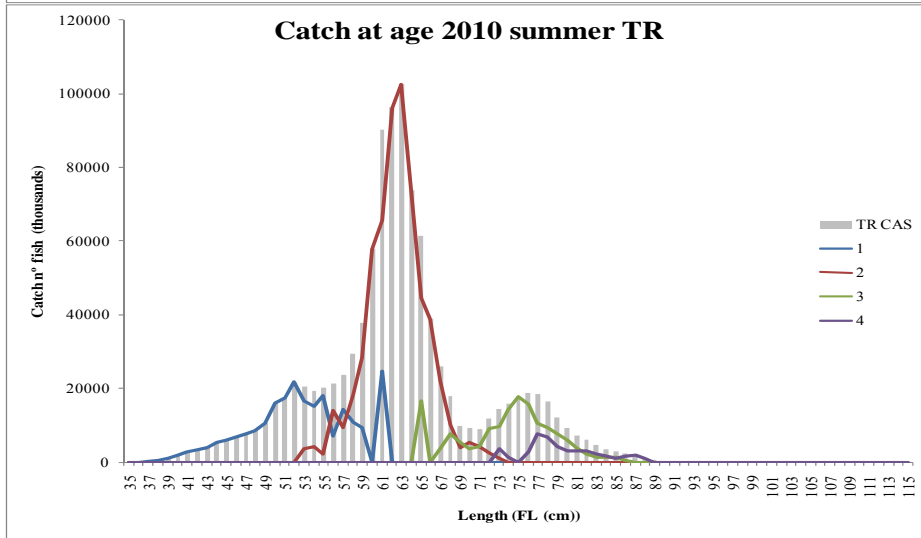
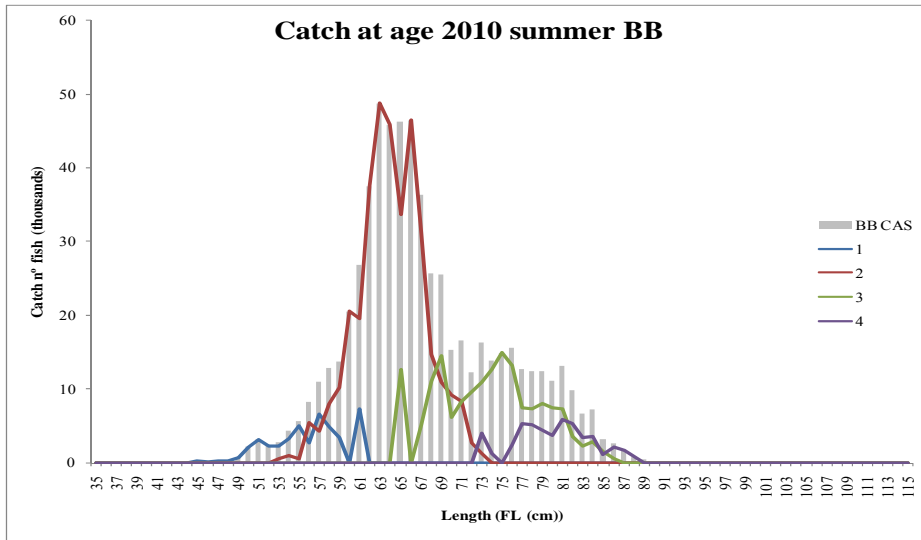


Figure 2a. Comparison of albacore catch-at-size (CAS) and estimated catch-at-age (CAA) by fleet and year 2009



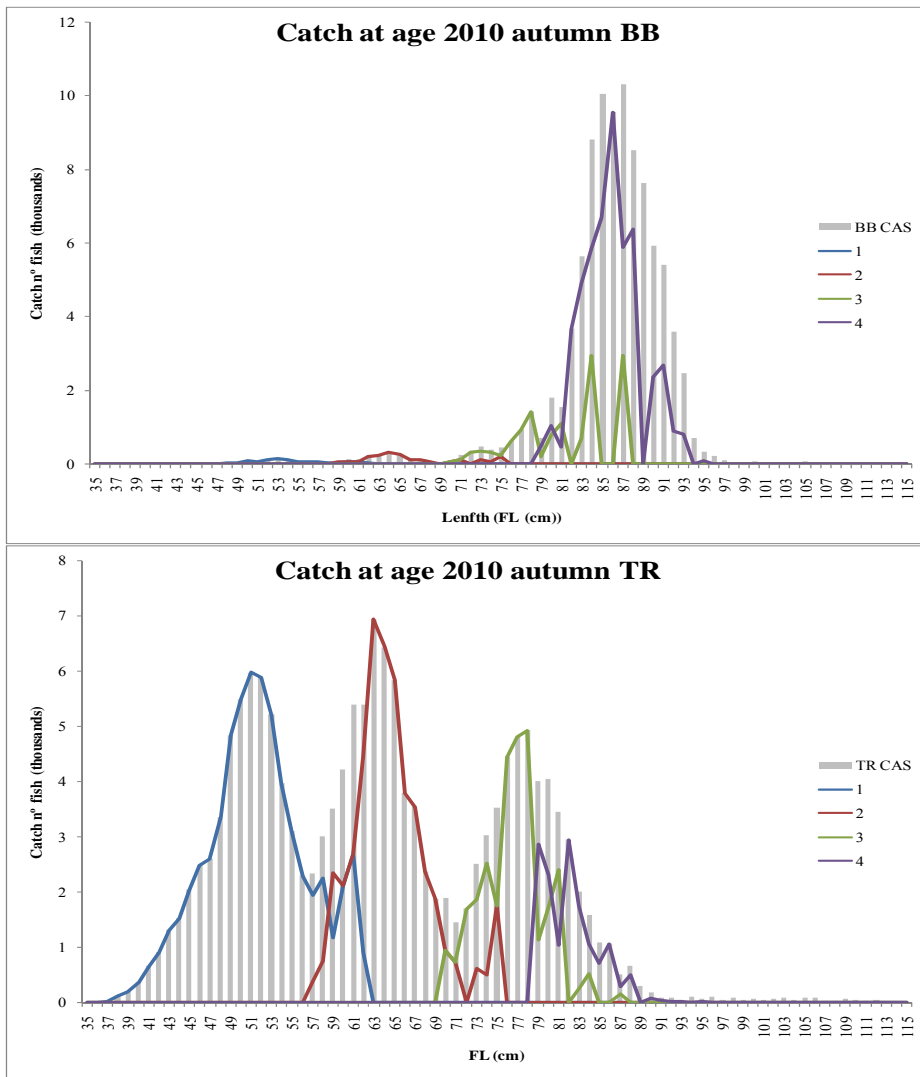
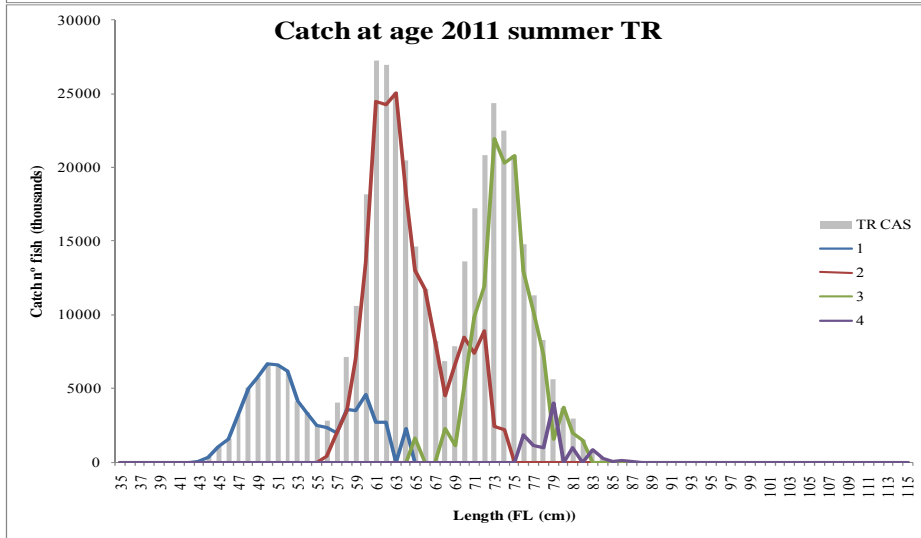
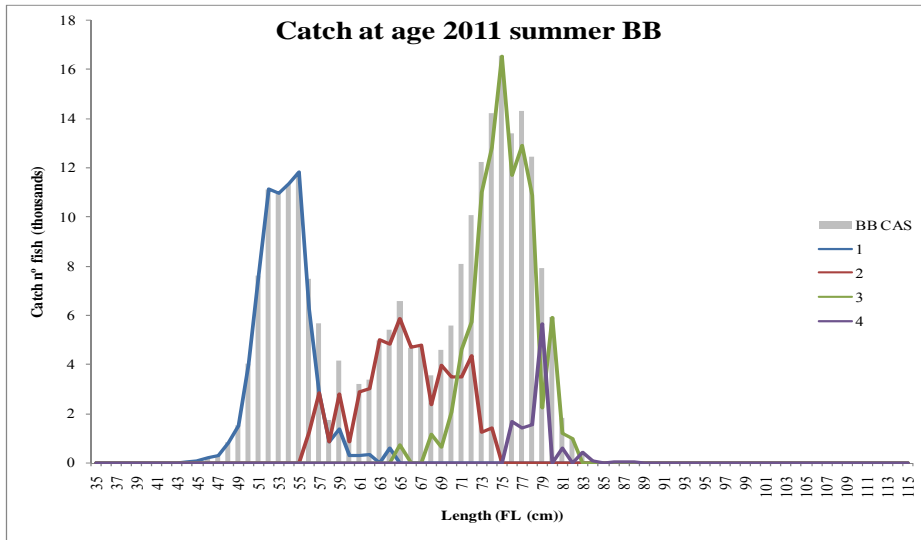


Figure 2b. Comparison of albacore catch-at-size (CAS) and estimated catch-at-age (CAA) by fleet and year 2010



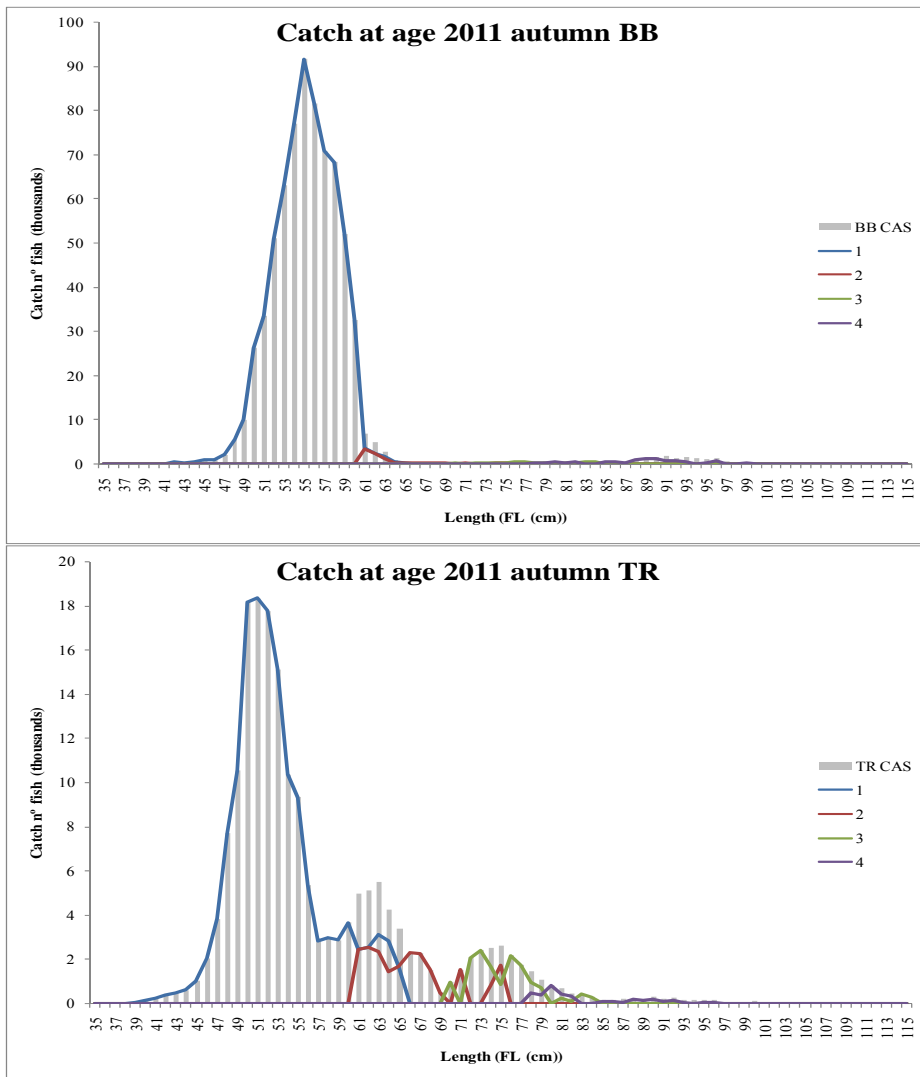


Figure 2c. Comparison of albacore catch-at-size (CAS) and estimated catch-at-age (CAA) by fleet and year 2011

A PRELIMINARY STOCK ASSESSMENT OF THE ALBACORE TUNA (THUNNUS ALALUNGA) STOCK IN THE NORTHERN ATLANTIC OCEAN USING A NON-EQUILIBRIUM PRODUCTION MODEL

Gorka Merino¹, Paul De Bruyn², Gerald P. Scott², Laurence T. Kell²

SUMMARY

Catch and catch per unit effort are used to fit a biomass dynamic stock assessment model. A variety of diagnostics, are then presented to check for violations of the 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 présentés 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.

RÉSUMÉ

La captura y la captura por unidad de esfuerzo se usan para ajustar un modelo de evaluación de stock de dinámica de biomasa. Se presentan posteriormente diversos diagnósticos para comprobar las infracciones de los supuestos del modelo y explorar la información de los datos. Se identifican posibles problemas y se discuten formas de superarlos o evitarlos.

KEYWORDS

Albacore, ASPIC, Assessment, Biomass Dynamic, Diagnostics, North Atlantic, Likelihood Profiles, Surplus Production, R, FLR

¹ AZTI-Tecnalia, Herrera Kaia Portualdea, 20110, Pasaia, Spain; gmerino@azti.es; Phone: +34 667 174 456 Fax: +34 94 657 25 55.

² ICCAT Secretariat, C/Corazón de María, 8. 28002 Madrid, Spain; Laurie.Kell@iccat.int; Phone: +34 914 165 600 Fax: +34 914 152 12.

1. Introduction

In order to investigate the northern albacore stock we run a non-equilibrium production model with the input data agreed at the last Data Preparatory meeting held in Madrid (April 2013). We then present a preliminary assessment of the state of northern albacore stock.

A set of common diagnostics were presented in at the working group on stock assessment (SCRS2013-36) that can be used for different stock assessment models. In this paper we apply these diagnostics as part of the North Atlantic albacore biomass dynamic Prager (1992) assessment. The same diagnostics were also used for the Southern Stock (SCRS/2013/037) and the Northern and Southern stocks of swordfish. A range of stock assessment models are used by the SCRS, from biomass dynamic models using catch biomass and effort data with only a few parameters to statistical catch-at-size models with over a 1000 parameters. Despite these differences they are being used for the same purpose i.e. to estimate population parameters from fisheries dependent data. The stock assessment process assumes that the input data can be evaluated and fits compared ensuring some consistency when decisions are being made about model choices.

This paper is 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.

2. Material 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 (**Table 1**). 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.

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.

2.2 Diagnostics

In addition to the results of a preliminary stock assessment of the northern stock of albacore a set of diagnostics are presented. Large statistical stock assessment models require more diagnostics than simple models, but similar questions need to be answered and the goodness of fit for the different models compared. Therefore, in this paper we give examples of a range of diagnostics that can be applied to both simple and complex models. These diagnostic methods fall into two main categories i.e. exploratory data analysis and fits to data, e.g. residual plots, likelihoods, sensitivity tests, retrospective/cross validation.

2.3 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

The results are not intended to be used as stock assessment, i.e. to provide advice on stock status. The aim of the analysis is to provide a set of diagnostics to allow check of the validity of the data and results. 3.1 Input data analysis. The indices are plotted by year in **Figure 1**, points are the observed index values, the blue line is a less fitted to the points by index and red line is a GAM fitted to year as a smooth term and fleet as a factor. In other words, the red line shows a common trend and the blue line the trend suggested by the individual index. The differences between an index and the average trend can be seen by comparing the blue and red lines. We can see periods where there are different trends among fisheries, especially in the last years of the data series. To check the assumptions that the indices are unbiased estimates of stock trends, i.e. do not suggest contradictory trends, the correlations between indices and groups of indices are evaluated in **Figures 2 and 3**. **Figure 2** plots the indices against each other, the blue line is a linear regression fitted to the points. In **Figure 3**, the colour shows the correlations between the indices (i.e. red negative and blue positive correlations) while the size of bubbles and depth of colour show the strength of the correlation. The order of the indices and the rectangular boxes are chosen based on a hierarchical cluster analysis using a set of dissimilarities for the indices being clustered. However sometimes even indices overlap for only a few years, and there may be negative correlations due to chance. It can be seen that there is a negative correlation between the Japanese and China-Taipei longline fleets, which may cause problems during when fitting and bootstrapping.

3.2 Residuals Analysis

An important way of checking a model fit is to look at the residuals to look for differences between the observed data and model predictions, i.e. a check for violation of models assumptions.

3.2.1 Fit to indices

The contradictory trends in the data, are further explored by plotting the observed against the fitted values, **Figure 5**. Since ASPIC assumes that an index is proportional to the stock the points should fall around the $y = x$ line, it can be seen that in only one case this appears to be the case. This may suggest that there are alternative stock hypotheses and that several scenarios should be run or else that the indices be explored to provide justification for excluding specific series. Patterns in the residuals are also evident, e.g. by plotting them against year in **Figure 6** with a lowest smoother to help identify patterns.

ASPIC assumes that the residuals are normally distributed with no autocorrelation, these assumptions are evaluated in **Figures 8 and 9**. The Q-Q plots in **Figure 8** 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.

Figure 9 plots the residuals against each other with a lag of 1 to identify autocorrelation. There are significant autocorrelations particularly for the Japanese and Taiwanese longlines, this could be due to an increase in catchability with time. This may result in a more optimistic estimate of current stock status as any decline in the stock is masked by an increase in catchability. It is also assumed that variance does not vary with the mean, this assumption is evaluated in **Figure 7** where the residuals are plotted against the fitted values. Any violation of the assumptions may result in biased estimates of parameters (and hence reference points and stock trends). In addition variance estimates obtained from bootstrapping assume that residuals are Independently and Identically Distributed (i.i.d.) and bootstrapped statistics may provide biased sample distributions.

3.2.2 Likelihood

Figures 10 and 11 plot residual sum of squares profiles for K and MSY to check that a solution has been found.

3.2.3 Sensitivity

Figure 12 performs a sensitivity analysis, by varying B_0 to evaluate its effect of stock trends. This shows that the results are robust to the assumed B_0 value.

3.24 Assessment

Figures 13, 14 and 15 show bootstrapped results showing biomass and fishing mortality relative to their corresponding estimated MSY values and kobe phase plots.

4. Discussion and Conclusions

We have presented a preliminary assessment for North Atlantic albacore using a dynamic biomass production model, focusing on diagnostic methods. The work is intended to provide examples of the steps that can be followed for a range of stock assessment models.

Various potential problems were identified, for example contradictory trends in the CPUE time series. This in turn resulted in patterns in the residuals that meant that the estimated parameters and that samples of statistics obtained from bootstrapping may be biased. Potential solution to this problem could be to create scenarios by index or groups of index showing similar trends or to explore a priori reasons for excluding indices. Alternatively the patterns seen could be due to model misspecification, i.e. seasonally or spatial factors not included in the assessment.

The diagnostics presented were done using R (e.g. the diags package). 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.

Bibliography

- M. Prager. Aspica surplus-production model incorporating covariates. Coll. Vol. Sci. Pap., Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas (ICCAT), 28:218-229, 1992.
- 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: Plot of indices of abundance, points are the observed index values and the blue a lowest \hat{f}_t to the points by index. The red line is GAM \hat{f}_t fitted to $\log(\text{year})$ and fleet.

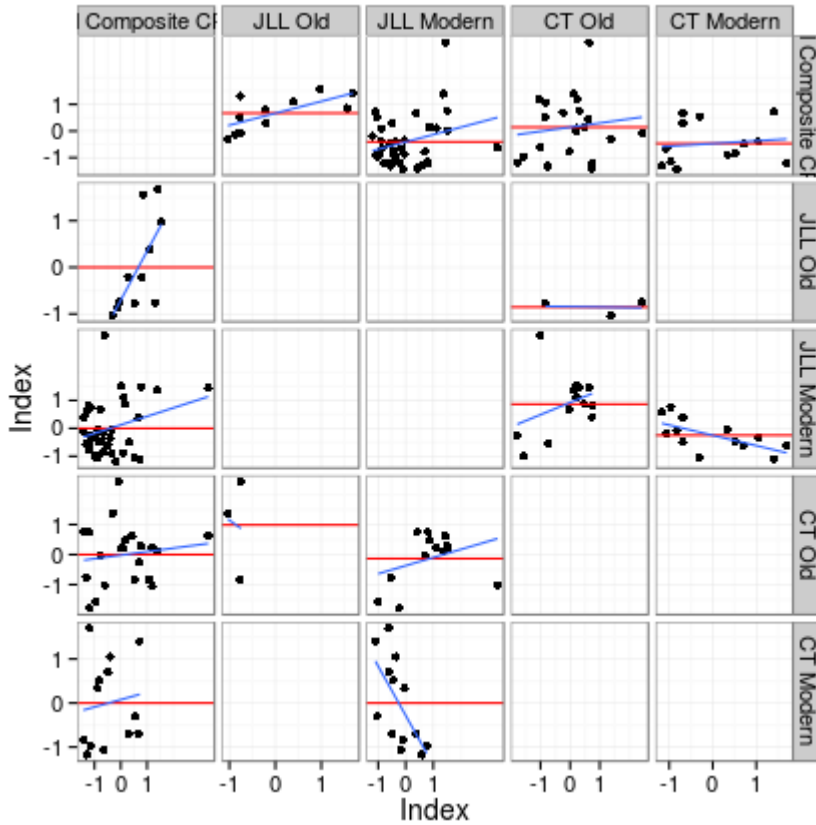


Figure 2. Pairwise scatter plots of the indices of abundance, blue lines are linear regressions fitted to the points, the shade area is the standard error of predicted means and the red line is the mean of the points on the y-axis.

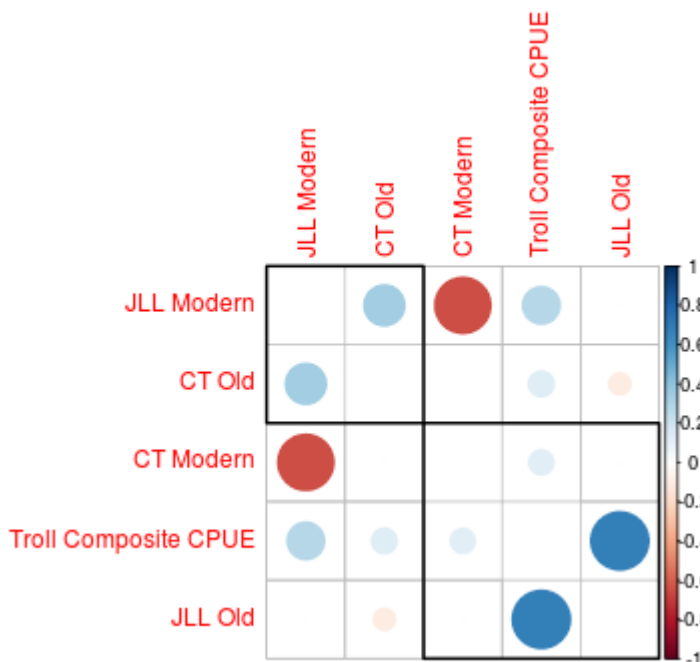


Figure 3. A plot of the correlation matrix for the indices, blue indicate a positive correlation and red negative. the order of the indices and the rectangular boxes are chosen based on a hierarchical cluster analysis using a set of dissimilarities for the indices being clustered.

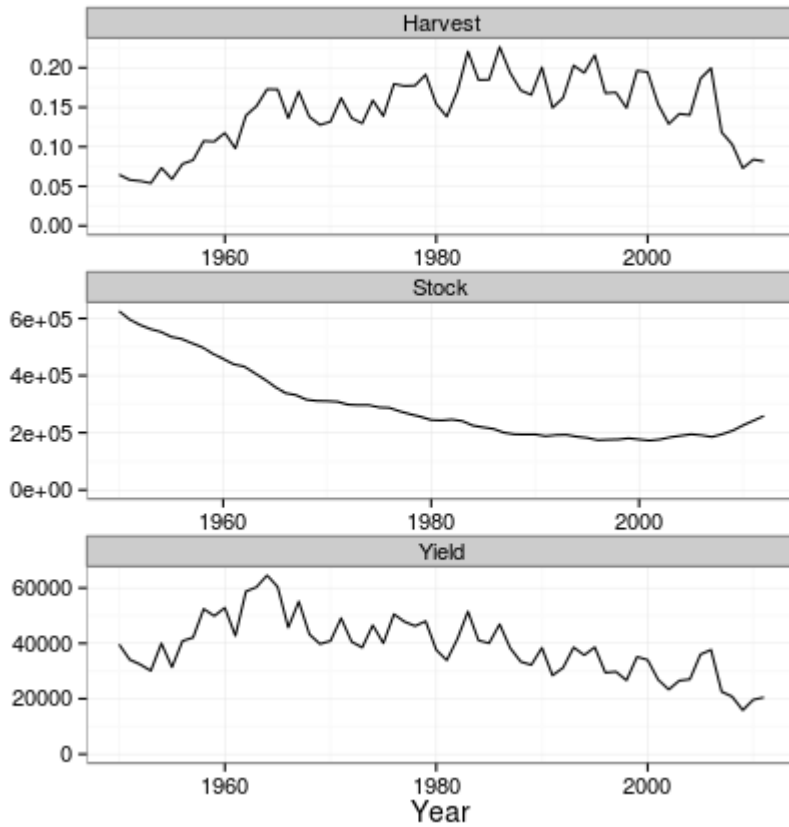


Figure 4. Trajectories of fishing mortality, stock biomass and yield.

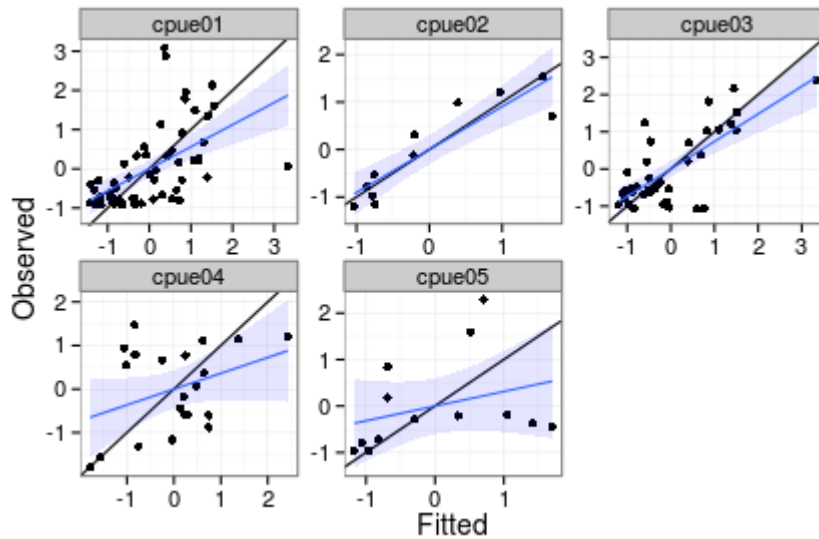


Figure 5. Observed CPUE versus fitted, blue line is a linear regression fitted to points, black the $y=x$ line.

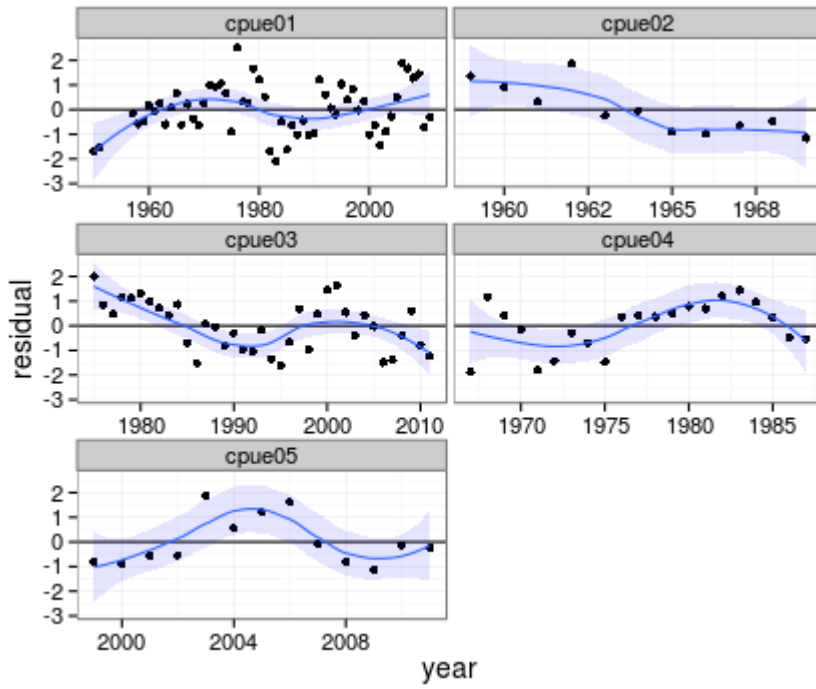


Figure 6. Residuals by year, with lowest smoother and SEs.

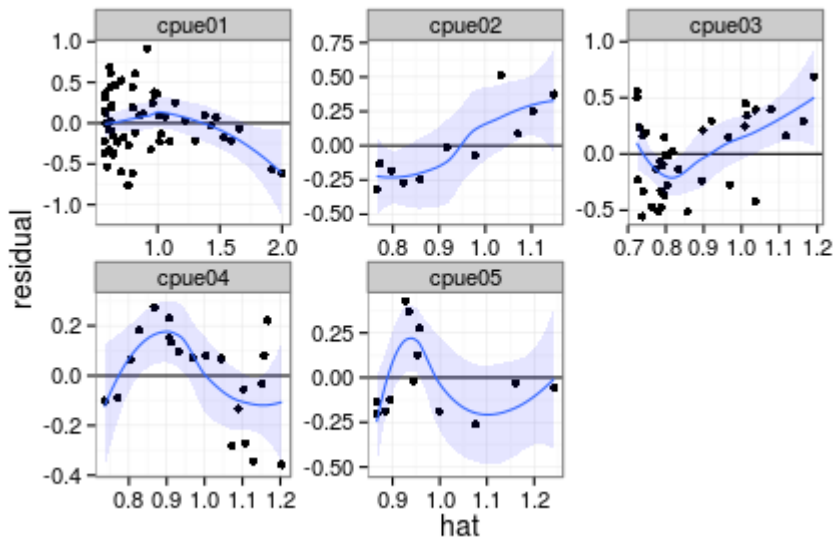


Figure 7. Plot of residuals against \hat{y} value, to check variance relationship.

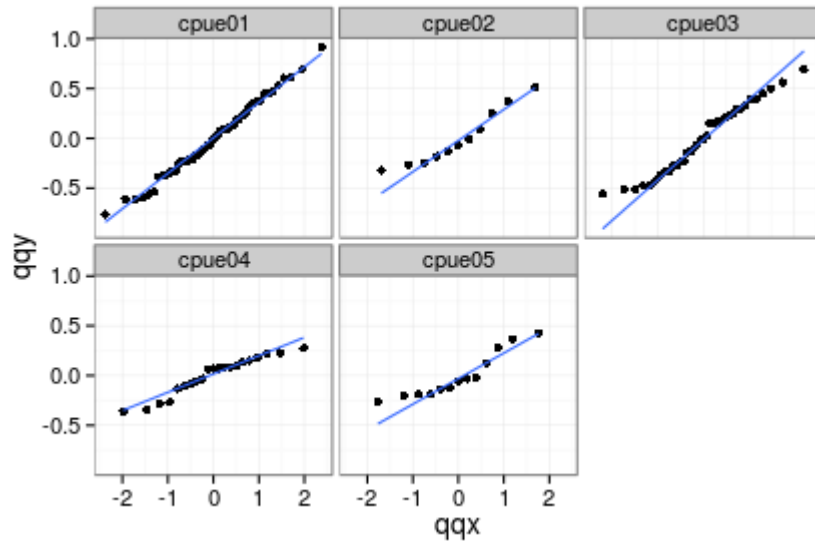


Figure 8. Quantile-quantile plot to compare residual distribution with the normal distribution.

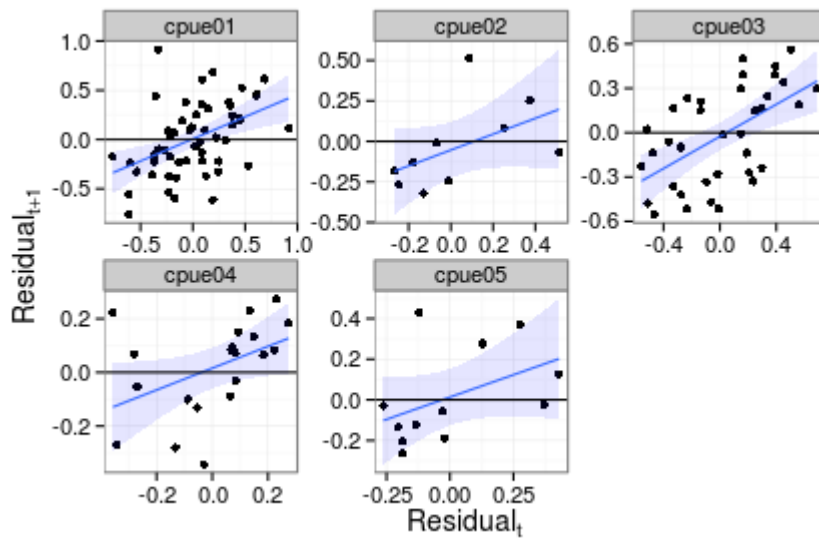


Figure 9. Plot of autocorrelation, i.e. residual_{t+1} versus residual_t.

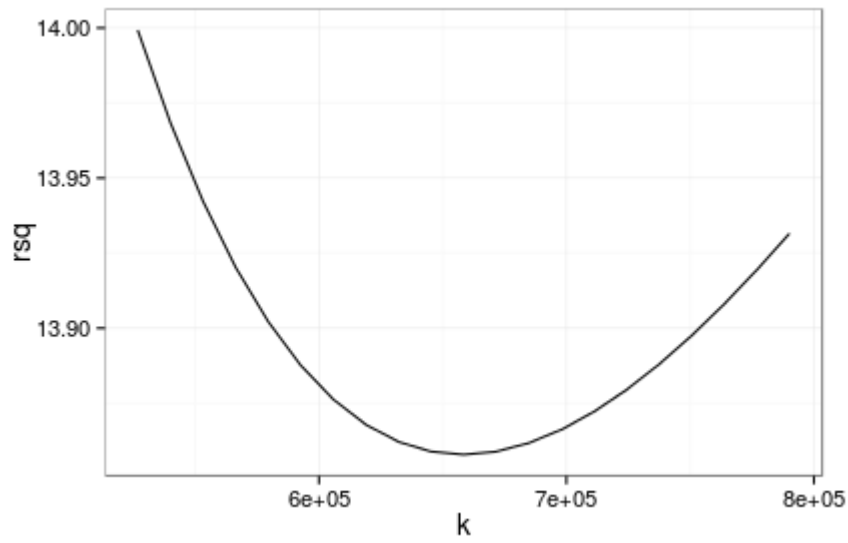


Figure 10. Likelihood profile for K to check that solution is found.

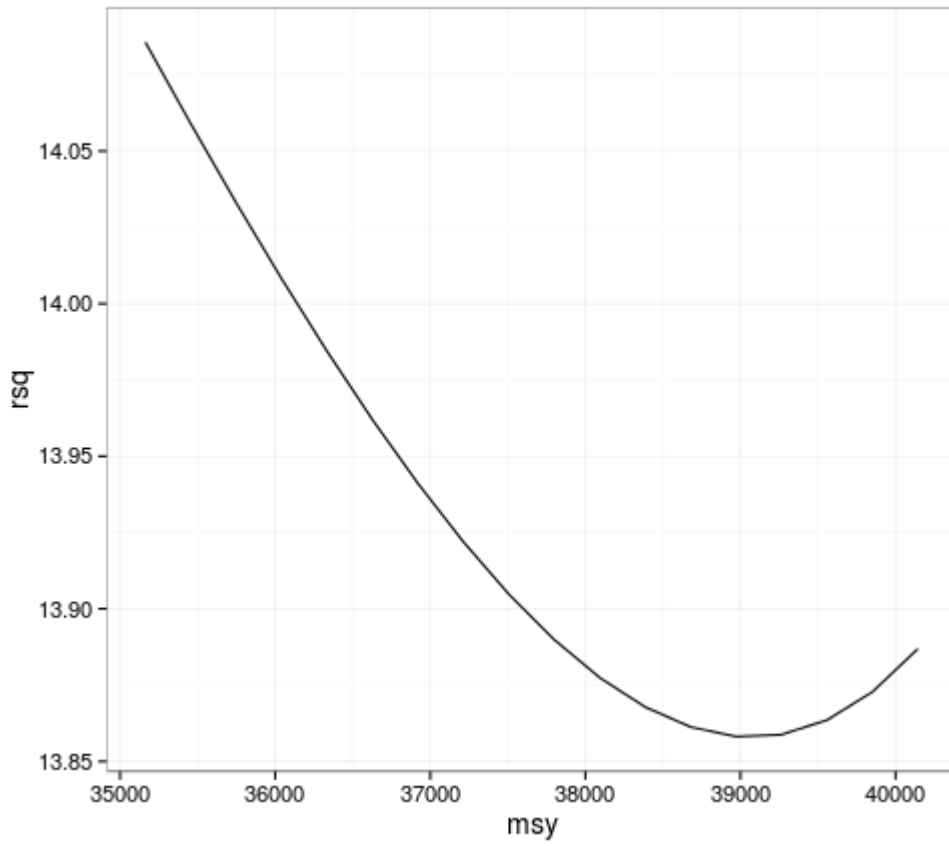


Figure 11. Likelihood profile for MSY to check that solution is found.

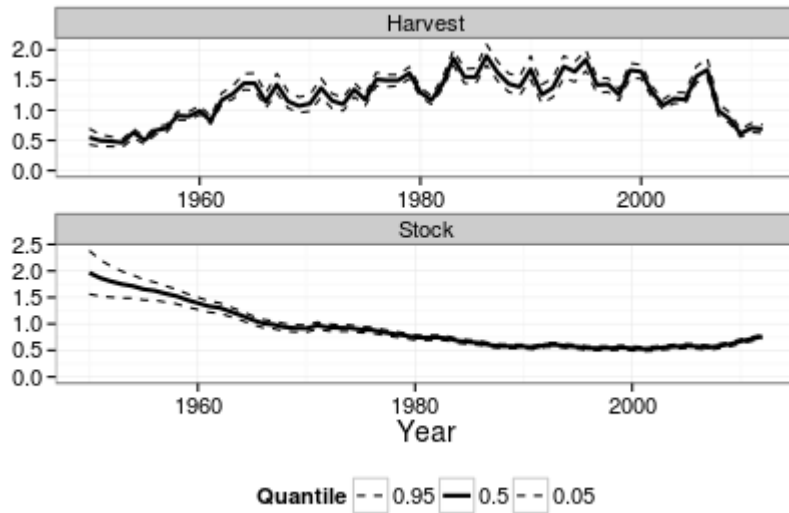


Figure 12. Sensitivity analysis, where B_0 is varied to evaluate its effect of stock trends

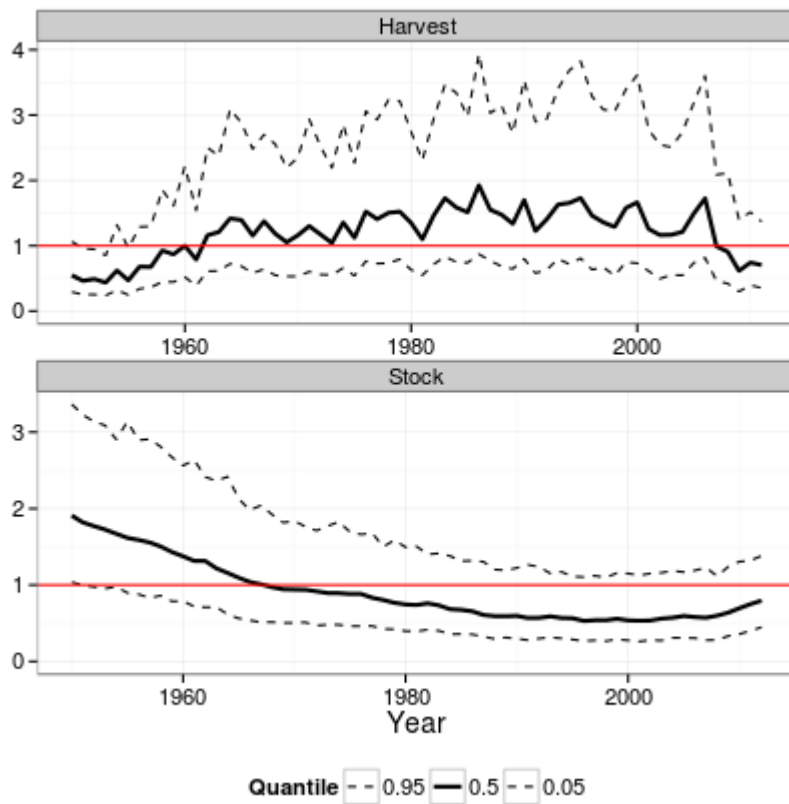


Figure 13. Bootstrap results, showing biomass relative to B_{MSY} and harvest rate relative to F_{MSY} .

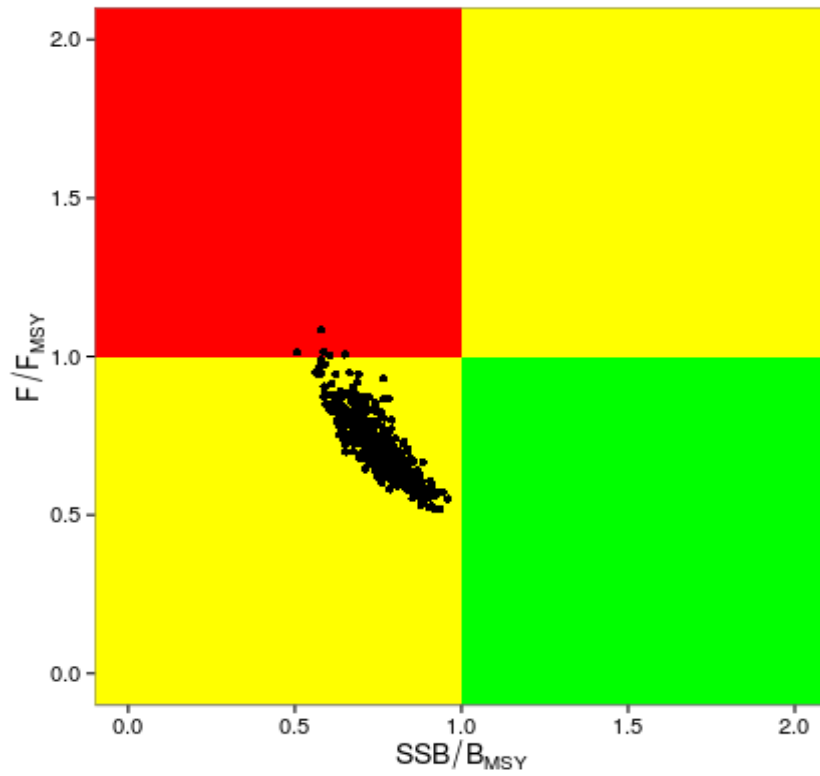


Figure 14. Kobe Phase plot of bootstrapped results for the last data year.

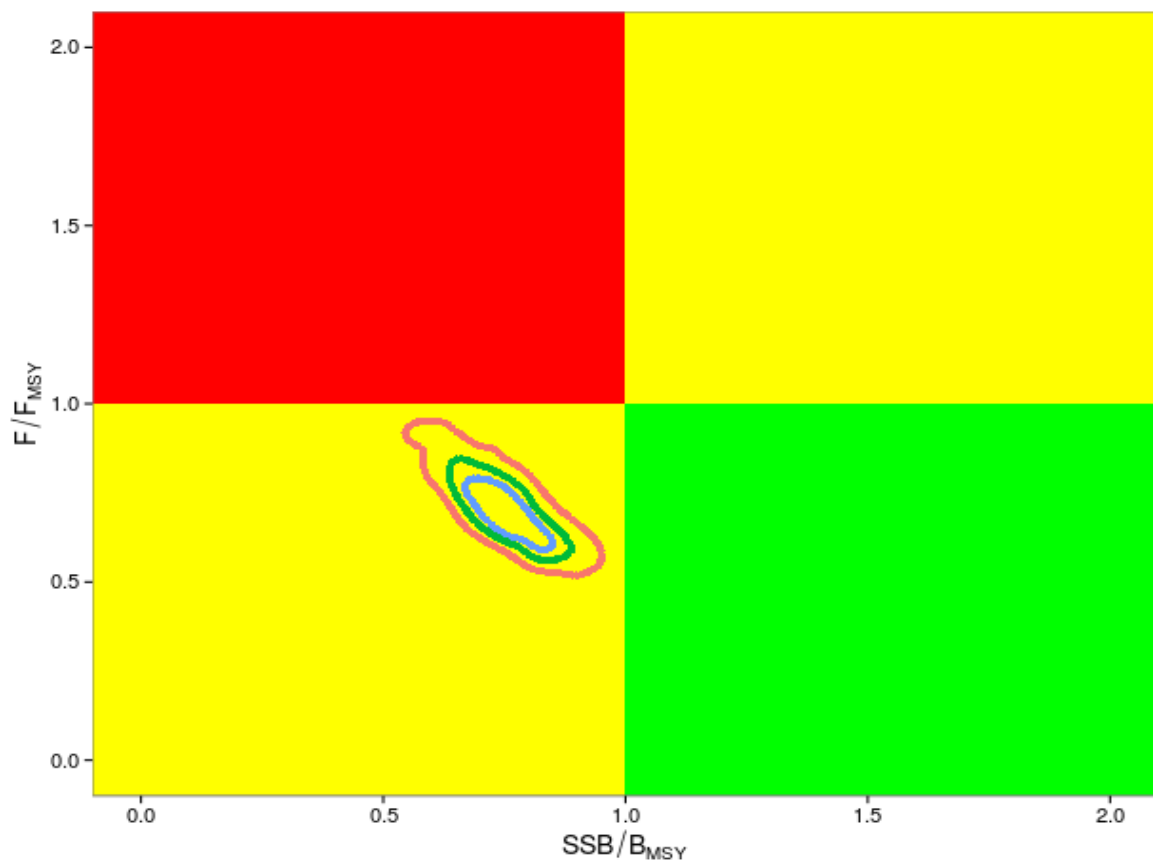


Figure 15. Kobe Phase plot of bootstrapped results for the last data year showing the 0.5, 0.75 and 0.9 Confidence Intervals.

**A PRELIMINARY ASSESSMENT OF THE ALBACORE TUNA
(*THUNNUS ALALUNGA*) STOCK IN THE SOUTHERN ATLANTIC OCEAN USING
A NON-EQUILIBRIUM PRODUCTION MODEL**

Gorka Merino¹, Paul De Bruyn², Gerald P. Scott², Laurence T. Kell²

SUMMARY

Catch and catch per unit effort are used to fit a biomass dynamic stock assessment model. A variety of residual diagnostics, are then given to check for violations of the 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 de valeurs résiduelles sont ensuite présentés 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. Se presentan posteriormente diversos diagnósticos residuales para comprobar las infracciones de los supuestos del modelo y explorar la información de los datos. Se identifican posibles problemas y se discuten formas de superarlos o evitarlos.

KEYWORDS

Albacore, ASPIC, Assessment, Biomass Dynamic, Diagnostics, Residuals, South Atlantic, Likelihood Profiles, Surplus Production, R, FLR

¹ AZTI-Tecnalia, Herrera Kaia Portualdea, 20110, Pasaia, Spain; gmerino@azti.es; Phone: +34 667 174 456 Fax: +34 94 657 25 55.

² ICCAT Secretariat, C/Corazón de María, 8. 28002 Madrid, Spain; Laurie.Kell@iccat.int; Phone: +34 914 165 600 Fax: +34 914 152 12.

1. Introduction

In order to investigate the northern albacore stock we run a non-equilibrium production model with the input data agreed at the last Data Preparatory meeting held in Madrid (April 2013). At the last assessment four scenarios were run as part of the ASPIC assessment Prager (1992), i.e. 1 factor with 2 levels for the form of the surplus production function and another factor with 2 levels for the relative weight (based on catch) given to the indices of abundance. A set of common diagnostics were presented in at the working group on stock assessment (SCRS/2013/036) that can be used for different stock assessment models. In this paper we apply these diagnostics as part of the South Atlantic albacore biomass dynamic Prager (1992) assessment. Similar diagnostics were also used for the Northern Stock (SCRS/2013/036) and the Northern and Southern stocks of swordfish. A range of stock assessment models are used by the SCRS, from biomass dynamic models using catch biomass and effort data with only a few parameters to statistical catch-at-size models with over a 1000 parameters. Despite these differences they are being used for the same purpose i.e. to estimate population parameters from fisheries dependent data. The stock assessment process assumes that the input data can be evaluated and fits compared ensuring some consistency when decisions are being made about model choices.

This paper is 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.

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.

2.1 Stock Assessment Assumptions

The main assumptions of ASPIC are that the biomass of a stock next year (B_{t+1}) are the sum of the biomass this year B_t less the catch (C_t) plus the surplus production (P_t) i.e. $B_{t+1} = B_t - C_t + P_t$

In the case of the Southern Albacore assessment, two production functions were considered, i.e. the logistic (or Schaeffer) and the Fox. 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.

2.2 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

We compare the residuals from the four scenarios ran in the last assessment. The standardised CPUE series (points) are plotted in **Figure 1**, the blue line is a less fitted to the points by index and the red line is a GAM fitted to year as a smooth term and fleet as a factor. I.e. the red line shows a common trend and the blue line the trend suggested by an individual index. The differences between an index and the average trend can be seen by comparing the blue and red lines. Correlations between indices and groups of indices are evaluated in **Figure 2** by plotting the indices against each other. The correlation matrix is then plotted in **Figure 3**, the colours shows the correlation between the indices (i.e. red negative and blue positive correlations) while the size of bubbles and

depth of colour show the strength of the correlation. The order of the indices and the rectangular boxes are chosen based on a hierarchical cluster analysis using a set of dissimilarities for the indices being clustered. However sometimes even indices overlap for only a few years, and there may be negative correlations due to chance. The Chinese-Taipei and Japanese I show a negative correlation but there are only three overlapping points.

3.1 Fits

The observed values are plotted against the fitted values in **Figure 4**, ASPIC assumes that an index is proportional to the stock so the points should fall around the $y = x$ line. If this does not occur it suggests that the indices are not following the fitted stock trend. In no scenario are the fits appreciably improved.

3.2 Residuals

Looking for patterns in the residuals allows a check for violation of models assumptions. The residuals are plotted against year in **Figure 5**, a lowess smoother is also fitted to help identify patterns. This confirmed the problems identified in **Figure 4**. ASPIC assumes residuals are normally distributed and that there is no autocorrelation between them, these assumptions are evaluated in **Figures 6 and 7**. The Q-Q plots in **Figures 6** 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.

Figure 7 plots the residuals against each other with a lag of 1 to identify autocorrelation. There are significant autocorrelations particularly for the Japanese and Taiwanese longlines, this could be due to an increase in catchability with time. This may result in a more optimistic estimate of current stock status as any decline in the stock is masked by an increase in catchability. It is also assumed that variance does not vary with the mean, this assumption is evaluated in **Figure 8** 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.).

4. 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.

Bibliography

- 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.
- M. Prager. Aspic-a surplus-production model incorporating covariates. Coll. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 28:218{229, 1992.

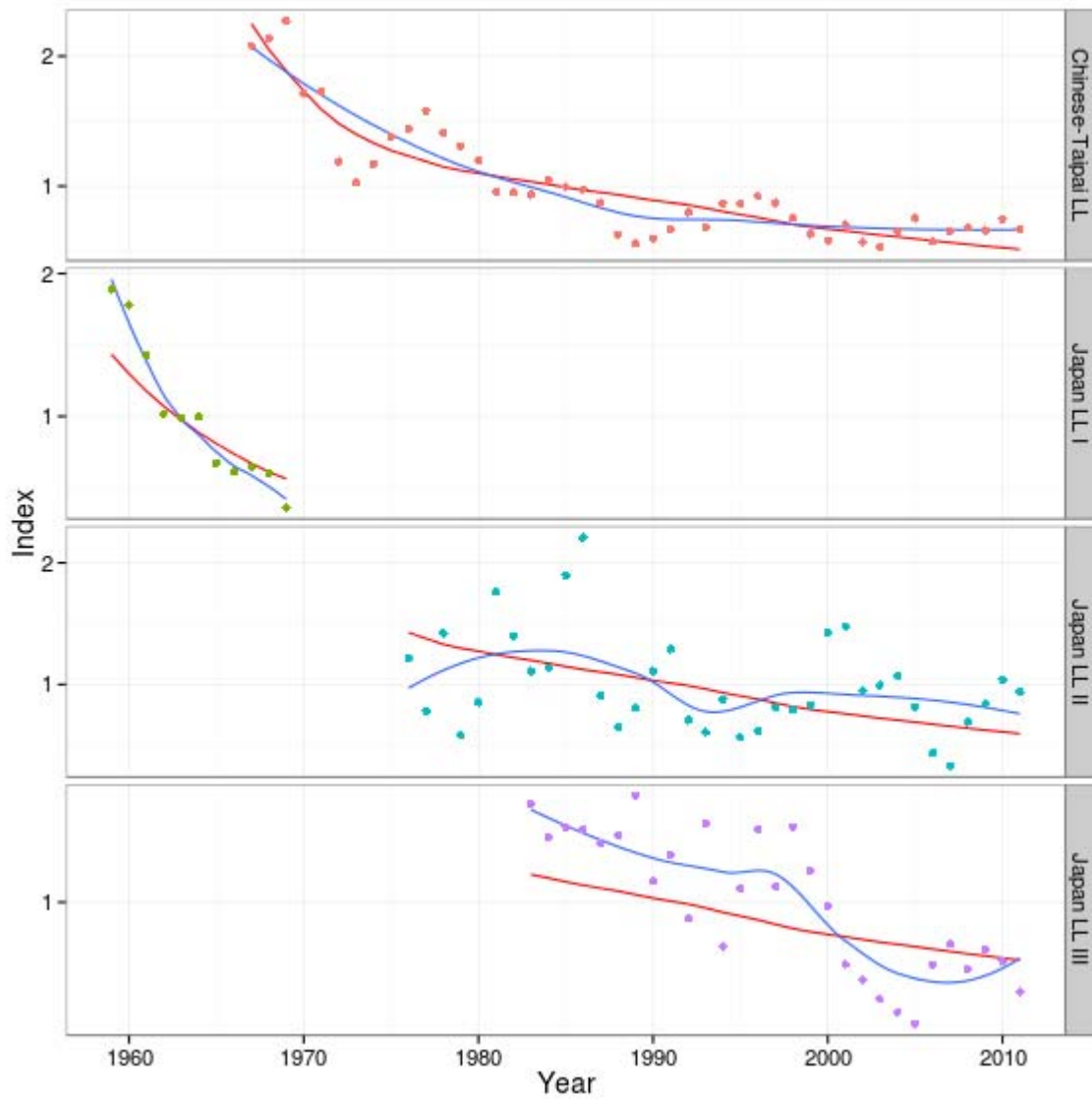


Figure 1. Plot of indices of abundance, points are the observed index values and the blue a lowest fit to the points by index. The red line is GAM fitted to $\log(\text{year})$ and fleet.

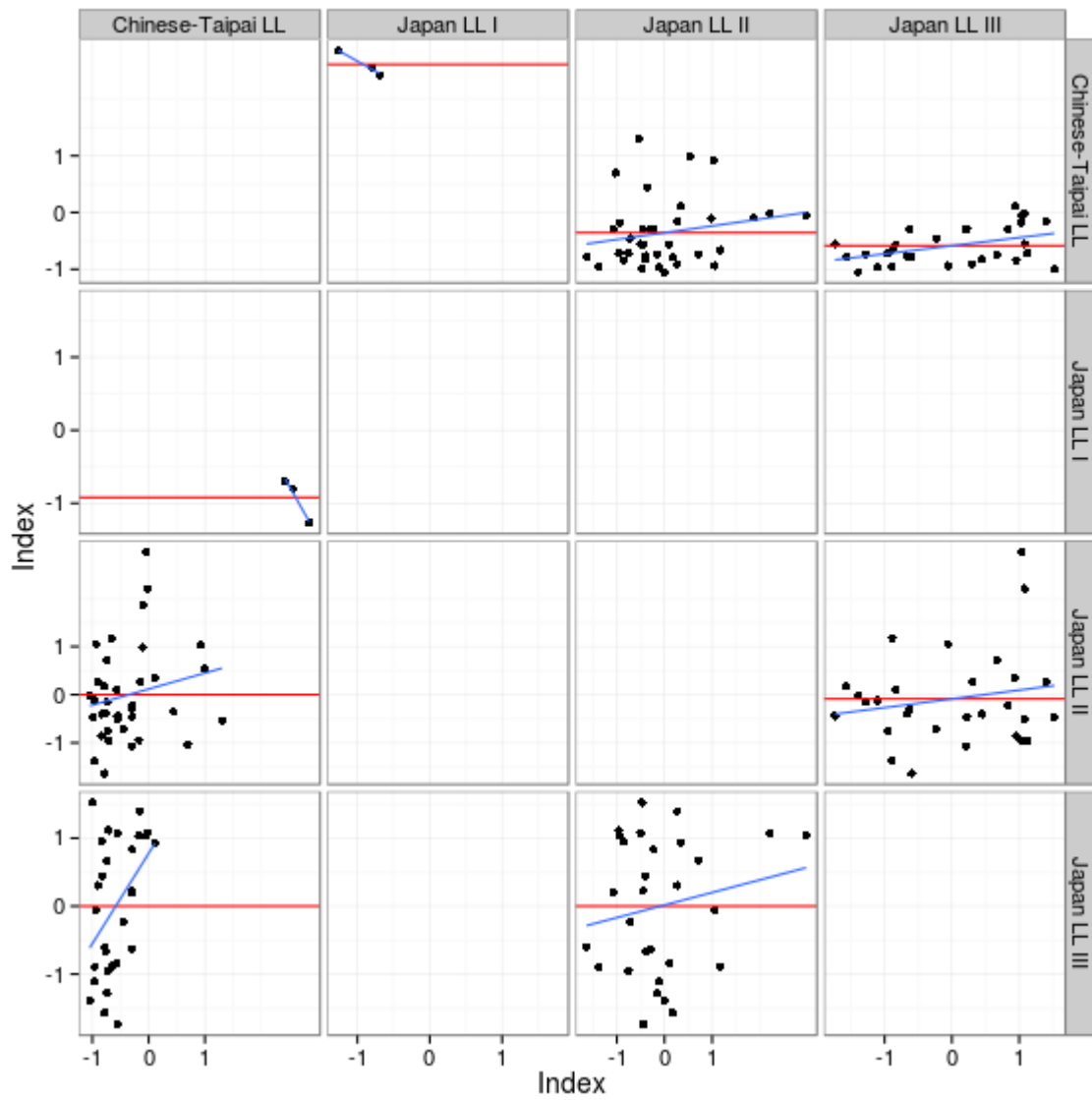


Figure 2. Pairwise scatter plots of the indices of abundance, blue lines are linear regressions fitted to the points, the shade area is the standard error of predicted means and the red line is the mean of the points on the y-axis.

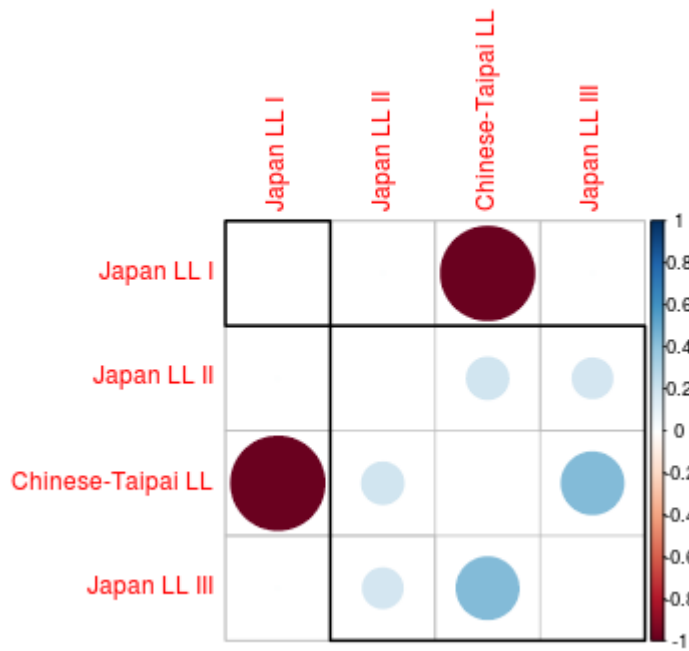


Figure 3. A plot of the correlation matrix for the indices, blue indicate a positive correlation and red negative. the order of the indices and the rectangular boxes are chosen based on a hierarchical cluster analysis using a set of dissimilarities for the indices being clustered.

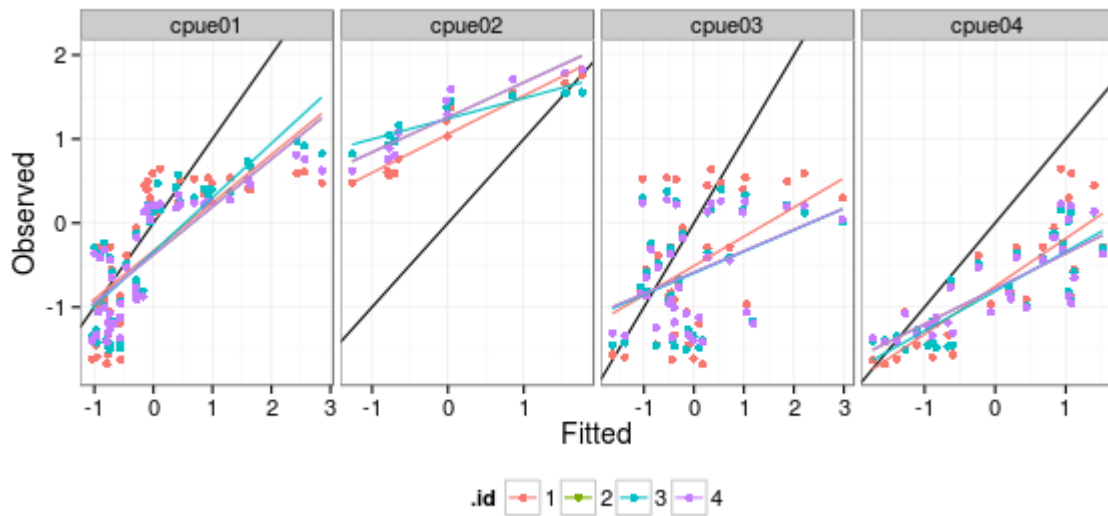


Figure 4. Observed CPUE verses fitted, blue line is a linear regression fitted to points, black the $y=x$ line.

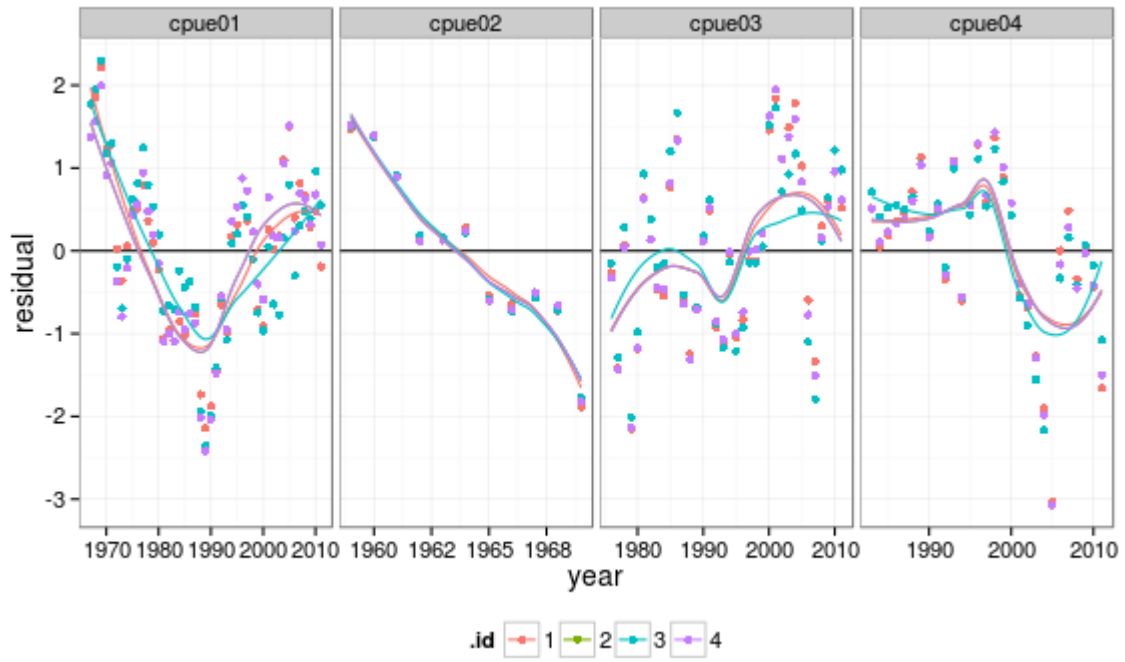


Figure 5. Residuals by year, with lowest smoother and SEs.

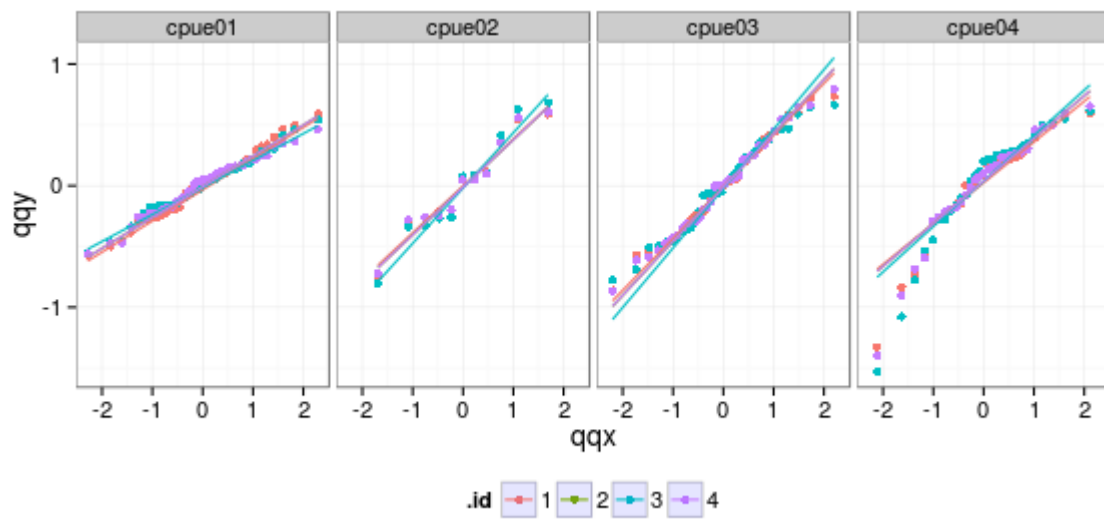


Figure 6. Quantile-quantile plot to compare residual distribution with the normal distribution.

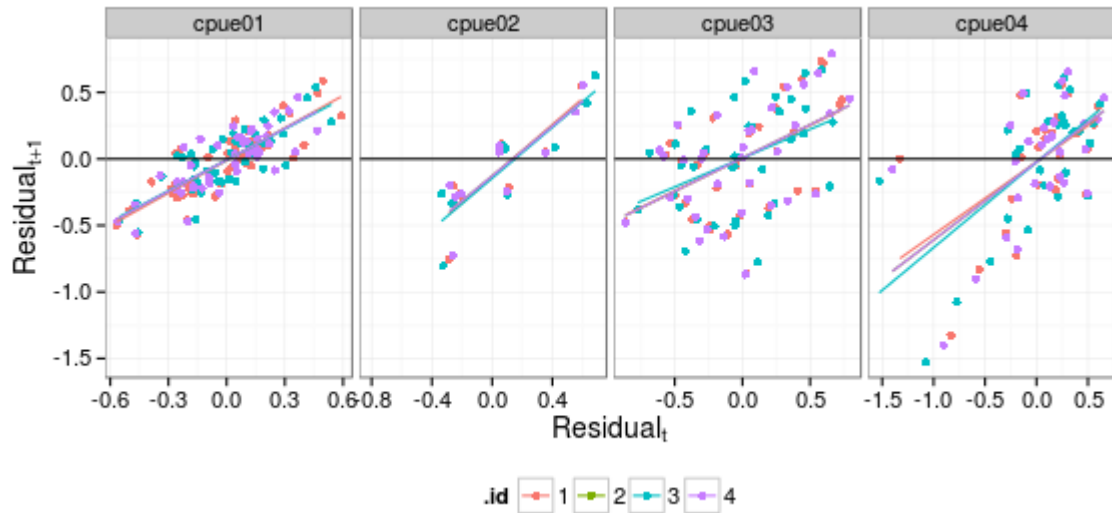


Figure 7. Plot of autocorrelation, i.e. residual_{t+1} versus residuals.

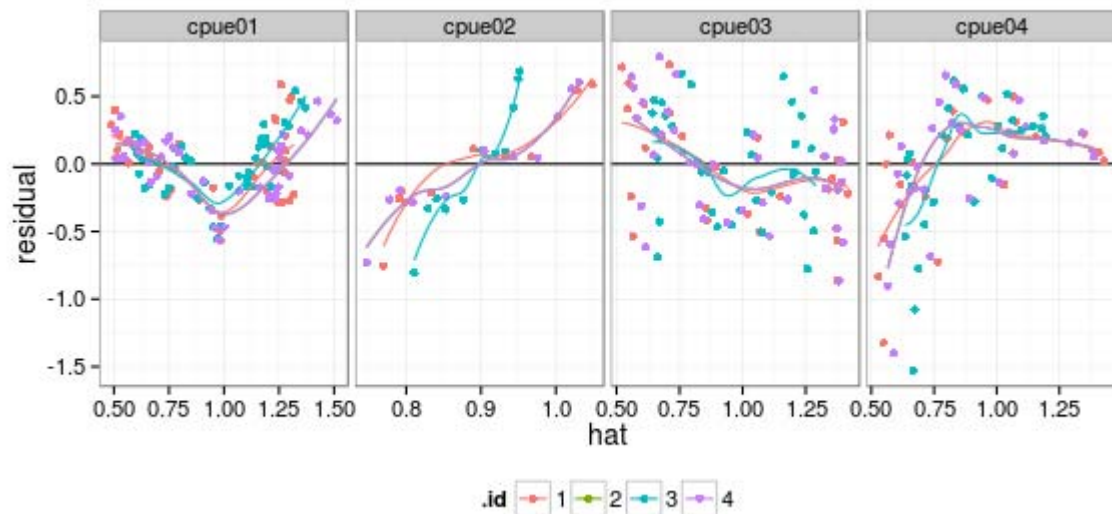


Figure 8. Plot of residuals against fitted value, to check variance relationship.

A PRELIMINARY STOCK ASSESSMENT FOR NORTHERN ALBACORE USING THE FULLY INTEGRATED STOCK ASSESSMENT MODEL, MULTIFAN-CL

Gorka Merino¹, Paul De Bruyn², Gerald P. Scott², Laurence T. Kell², Haritz Arrizabalaga³

SUMMARY

We present a stock assessment with MULTIFAN-CL for the Northern stock of Atlantic albacore with a suite of exploratory data analysis and diagnostics. Furthermore, we propose a factorial course of action to planify scenarios with the aim of analysing the uncertainty associated to the dynamic behaviour of fishing fleets and available data.

RÉSUMÉ

Nous présentons une évaluation des stocks avec MULTIFAN-CL pour le stock de germon de l'Atlantique Nord avec une gamme d'analyses des données et de diagnostics exploratoires. Nous proposons également un plan d'action pour planifier des scénarios dans le but d'analyser l'incertitude associée au comportement dynamique des flottilles de pêche et aux données disponibles.

RESUMEN

Se presenta una evaluación del stock de atún blanco del Atlántico norte realizada con MULTIFAN-CL con una serie de análisis de datos y diagnósticos exploratorios. Asimismo, proponemos un plan factorial para la planificación de escenarios con el fin de estudiar en detalle la incertidumbre derivada del comportamiento dinámico de las flotas y la información disponible.

KEYWORDS

Albacore, Multifan-CL, North Atlantic, Stock assessment, Diagnostics

¹ AZTI-Tecnalia, Herrera Kaia Portualdea, 20110, Pasaia, Spain; gmerino@azti.es; Phone: +34 667 174 456 Fax: +34 94 657 25 55.

² ICCAT Secretariat, C/Corazón de María, 8. 28002 Madrid, Spain; Laurie.Kell@iccat.int; Phone: +34 914 165 600 Fax: +34 914 152 12.

³ AZTI-Tecnalia, Herrera Kaia Portualdea, 20110, Pasaia, Spain; Phone: +34 667 174 456 Fax: +34 94 657 25 55.

1. Introduction

In this document we describe a set of updated MULTIFAN-CL stock assessment files and model structure for North Atlantic albacore and present a range of exploratory data analyses and diagnostics. The last assessment was held in 2009 when several models were ran, including MULTIFAN-CL (Fournier, *et. al.*, 1998). Due to new and updated data now being available a new assessment of the albacore tuna stock has become necessary. We propose a factorial design for specifying scenarios to more fully consider uncertainty about stock and fleet dynamics and data. This paper provides some preliminary results for the updated MULTIFAN-CL model. This paper is not intended as a definitive stock assessment, but as a document to help the work of the stock assessment group.

2. Assessment Methodology

2.1 Model description

MULTIFAN-CL is a computer program that implements a statistical, size-based, age-structured, and spatial-structured model for use in fisheries stock assessment. The program is used routinely for tuna stock assessments by the Oceanic Fisheries Programme (OFP) of the Secretariat of the Pacific Community (SPC) in the western and central Pacific Ocean (WCPO) and both the Indian Ocean Tuna Commission (IOTC) and ICCAT have used this model for stock assessment. The model is fit to time series of catch and size composition data from either one or many fishing fleets. Size composition data may be in the form of either length or weight-frequency data, or both. The model may also be fit simultaneously to tagging data, if available. Other information is provided to the model in the form of fishing effort data and prior information on estimates of various biological and fisheries parameters and their variability (Hampton *et. al.*, 2002). The data used in the albacore tuna assessment consisted of catch, effort and length- frequency data for the fisheries defined in **Table 1**. The use of tag release-recapture data was intended, however, at this stage, it was excluded to allow comparison with the previous stock assessment and as there was some doubt as to whether the tagging data available prior to the meeting was of sufficient quality to include. The details of the utilised data and their stratification are described below.

2.1.1 Spatial Stratification

Due to the fact that the tagging data was not utilised and hence movement could not be quantified, all the fisheries were grouped into a single region for this assessment.

2.1.2 Temporal Stratification

Catch data from 1930 to 2011 was utilised in this assessment. Size frequency data was available from 1959 to 2011.

2.1.3 Fisheries definitions

MULTIFAN-CL requires the definition of fisheries that consist of relatively homogeneous fishing units. Ideally, the fisheries so defined will have selectivity and catchability characteristics that do not vary greatly over time (although in the case of catchability, some allowance can be made for time-series variation). For most pelagic fisheries assessments, fisheries defined according to gear type and area will usually suffice. In total, 12 separate fisheries were defined following discussion at the albacore group Data Preparatory Meeting.

2.1.4 Catch and Effort data

Catch and effort data were compiled by fishery. Quarterly catch data by fishery were obtained from the ICCAT Secretariat. Updated standardised indices of effort were available for fisheries 1, 2, 5, 6, 7, 8, 9 and 10. For fishery 2, standardised CPUE from the Spanish troll fleet from 1981 to 2011 was spliced to historical French troll CPUE (prior to 1981) using a GLM (following 2007 report of Atlantic albacore assessment). Fleets 3, 4, 11 and 12 CPUEs were not updated from 2009 assessment. Exploratory data analysis indicated that the Japanese and Chinese Taipei LL CPUE series were negatively correlated. This was further discussed during the albacore data preparatory meeting and the invited expert suggested that it would not be appropriate to include both Chinese Taipei and Japanese LL series in the same model as the MFCL model would not be able to resolve these conflicting trends internally. As a result it was suggested that the two series should be used independently to represent two different alternative.

scenarios. In this preliminary first model run, the CPUE series for fisheries 5, 6 and 7 (Jap LL series) were down-weighted. This was a relatively arbitrary selection, and this initial run could just as easily have down-weighted the Chinese Taipei series instead. The only reason the Japanese was down weighted first, was that the Chinese Taipei series appeared to be more closely correlated to the other surface fishery CPUEs included in the model. A future alternate model run would instead down-weight the Chinese Taipei series and put more weight on the Japanese series.

2.1.5 Length Frequency data

Size frequency data held in the Task II data set were organized by MFCL fishery definition and quarter for albacore tuna. A criterion of at least 50 size observations per fishery/quarter was used to filter the data for use. Also, datasets with less than 10 bins measured were not used, following similar criteria as in 2007 and 2009. The size frequency data were compiled into 61, 2 cm length classes (30-32 cm to 150- 52 cm). Size frequency data were few for the initial years of the model due to a lack of sampling during this time. This data was provided by the ICCAT Secretariat. The information content of the length frequency data needs to be evaluated within the assessment framework. The mean length of the sampled catch from the Chinese Taipei longline fishery has been highly variable over time. Large increases in average size in the most recent years coincided with a large increase in the sampling coverage of this eet. The increase in fish size is probably not consistent with the albacore stock dynamics and is likely to represent a shift in the composition of the overall catch sampled and/or a sharp change in the selectivity of the longline fishery or fish retention by the fleet. On that basis, the long term size frequency data may not be not representative of the size composition of the underlying population and so should not be given sufficient weight in the assessment model to influence trends in stock abundance. As a result, the size frequency data for the Chinese Taipei fleets was down-weighted in this model run.

2.2 Structural Assumptions

The following structural assumptions were included in the current albacore tuna stock assessment model runs. For this preliminary run, the specifications were guided by comments made by the external expert on the continuity run conducted in 2009. The mathematical specification of structural assumptions within MULTIFAN-CL is given in Hampton and Fournier (2001).

2.2.1 Observation models for the data

In this model, there are two data components that contribute to the log-likelihood function - the total catch data and the length-frequency data. The observed total catch data are assumed to be unbiased and relatively precise. The probability distributions for the length- frequency proportions are assumed to be approximated by robust normal distributions, with the variance determined by the effective sample size and the observed length-frequency proportion.

2.2.2 Recruitment

In the model, the number of recruitment events was limited to one per year. Recruitment was assumed to follow a weak Beverton and Holt stock-recruitment relationship (SRR). The SRR was incorporated mainly so that a yield analysis could be undertaken for stock assessment purposes. A relatively weak penalty for deviation from the SRR was applied so that it would not have a large effect on the recruitment and other model estimates. Fisheries data are usually uninformative about SRR parameters. It was thus necessary to constrain the parameterisation in order to maintain stable model behaviour. A beta- distributed prior on the steepness (S) of the SRR was included, with S defined as the ratio of the equilibrium recruitment produced by 20spawning biomass to that produced by the equilibrium unexploited spawning biomass (Francis 1992; Maunder and Watters 2001). The prior was specified by mode = 0.75 and SD = 0.15 (a = 35, b = 21).

2.2.3 Age and Growth

Length at age is assumed to be normally distributed for each age class; the mean lengths at age followed a von Bertalanfy growth curve; the standard deviations of length for each age class are assumed to be a linear function of the mean length at age. The number of significant age-classes in the exploited population is assumed to be 15, the last age- class being a plus group. Description of growth for both North and South albacore stocks follows a von Bertalanfy model fit to age information using otoliths and tagging data (Santiago, 2004).

2.2.4 Selectivity

Selectivity is fishery-specific and was assumed to be time-invariant. Most longline fisheries were assumed to have non-decreasing selectivity with age. The coefficients for the last ten age-classes, for which the mean lengths are very similar, are constrained to be equal for all fisheries. Due to the combination of multiple fleets in fisheries 11 and 12, the size frequency data were not considered to be representative of the underlying population dynamics and thus these fleets were assigned selectivities of other similar, less aggregated fisheries. Fishery 11 was assigned the same selectivity as fishery 10 and fishery 12 was assigned the selectivity of fishery 4.

2.2.5 Catchability and Effort variability

A time series of catchability was estimated for fisheries 4, 5, 6 and 7, and random walk steps were taken every two years for these fisheries. This decision aimed to avoid misleading the program with the same reasons as we did in the catch and effort series selection. The seasonal component of catchability was also estimated. Effort deviations, constrained by prior distributions of zero mean, were used to model the random variation in the effort fishing mortality relationship.

2.2.6 Initial Population

The population age structure in the initial time period is determined as a function of the average total mortality during the first 10 quarters. This assumption avoids having to treat the initial age structure as independent parameters in the model.

2.2.7 Natural Mortality

Natural mortality assumed to be constant for all age-class ($M=0.3$).

2.2.8 Maturity

The vector of maturity was the same as the one used in VPA-2 box model: 50% mature at age-class 5 and 100% age-class 6 onwards until designated plus group.

3. Uncertainty

3.1 Scenarios

Choice of scenarios are based on a factorial design. A full factorial experiment is one whose design consists of two or more factors, each with discrete possible values or levels, and where experimental units take on all possible combinations of these levels across all factors. Such a design is better able to represent the complexity of the real world and allows an evaluation of whether the effect of one factor depends on the level of another factor. The potentially large number of combinations in a full factorial design may mean that it is not possible to run them all in the time available in a stock assessment working group. Therefore a fractional factorial design in which some of the possible combinations are omitted may be preferred.

However, when conducting a Management Strategy Evaluation (MSE, SCRS/2013/35) a large number of scenarios need to be considered to evaluate the main sources of uncertainties. I.e. the Operating Models (OM) will need to be conditioned on a wider range of data and knowledge that routinely considered within a stock assessment.

In other words while only a few scenarios are routinely be considered within an ICCAT stock assessment, many more scenarios will need to be run as part of an MSE. This presents a potential problem if the Scenarios from an MSE result in different conclusions from those ran in a stock assessment. We first specify a base case and then factors with levels that represent the main uncertainties. In the stock assessment WG the main effects can be evaluated by varying 1 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 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. Choice and/or weighting of scenarios depends on plausibility.

Suggested alternative runs deviating from the base case described above are:

1. Chinese Taipei LL CPUE weighted out, Japan LL fixed catchability; fixed catchability for major surface fleets
2. Chinese Taipei LL SF data no longer downweighted
3. Biological parameters (M, growth, maturity) based on Santiago (2004)
4. Biological parameters (M, growth, maturity) based on Life History (Kell *et al.* 2012)
5. Set all LL selectivities to be logistic
6. Higher penalty on recruitment deviations
4. Diagnostics

A range of stock assessment models are used by the SCRS, i.e. from biomass dynamic models using catch and effort data with only a few parameters to statistical catch-at-size models with over a 1000 parameters. Despite these differences they are being used for the same purpose i.e. to use fisheries data to estimate population parameters. Therefore it is essential that as part of the stock assessment process that the input data can be evaluated and fits compared ensuring some consistency when decisions are being made about model choices. A set of common diagnostics were presented in SCRS/2013/36 that can be used for different stock assessment models. In this paper we apply these diagnostics to the North Atlantic albacore MULTIFAN-CL assessment.

The paper is 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 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) and size data for fitting.

All analysis is performed using R using the `getmfcfstufi`, `R4MULTIFAN-CL` and `diags` packages. The diagnostic methods fall into three categories: Exploratory analysis, Indices and Size samples.

4.1 Exploratory analysis

To help identify changes in the input data various plots are presented. The CPUE series in each trimester, for data used in the 2009 and 2013 assessments, are compared in **Figures 1, 2, 3 and 4**. The size measurements used in the 2009 and 2013 assessment are compared by decade for each fishing incident in **Figures 5** and the mean size for **Figure 6**. To explore correlations and conflicting signals in the CPUE series the correlation matrix of the CPUE series is plotted in **Figure 7**. From the correlation plot we see the conflicting trend between Japanese and Chinese Taipei longline fleets that caused the decisions explained in subsections 2.14 and 2.25.

5. Results

The basic outputs from the MULTIFAN-CL base case model are presented although it is acknowledged that these results are preliminary and are presented here for discussion during the albacore assessment working group session. Although the growth curve parameters in the MULTIFAN-CL model were fixed, the mean lengths of the first 2 age classes were estimated independently in order to accommodate deviations from the VBGF. The final growth curve is presented in **Figure 11**.

Figure 8 shows the estimated biomass trajectory for the Northern albacore stock over the assessment period. Estimated current biomass appears to be approximately 50% of the virgin biomass. **Figure 9** provides the estimated recruitments over the assessment period. The recruitments appear to be highly variable although average recruitment appears to be declining in the last decades.

Time series of F by age class are presented in **Figure 10**. Although F appears to increase sharply in the 1950s, this corresponds to the first period in which size frequency data is available and so more information is available to separate the catches into age classes.

The yield analysis conducted here incorporated the stock-recruitment relationship **Figure 11** into the equilibrium biomass and yield estimates. The steepness was estimated to be 0.9, which is quite different to the prior mode of 0.75. This would imply that there is thus no strong relationship between the spawning stock and recruitment.

The yield curve which estimates a maximum yield of around 27,000 t at an effort multiplier of 1.25 is presented in **Figure 12**. The corresponding reference points B/B(MSY), SSB/SSB(MSY) and F/F(MSY) are shown in **Figures 13, 14 and 15** respectively. These would indicate that the current population biomass is very close to the biomass at MSY, the spawning stock biomass is slightly below the SSB at MSY and current F is slightly below the F that would give MSY.

6. Discussion

- We presented a preliminary assessment of the Northern albacore stock using the model Multifan-CL. Running such a complex model requires the adoption of decisions and we explain the criteria to adopt them with an example. Decisions need to be adopted based on expertise knowledge and a set of input data and model output diagnostics.
- In the preliminary assessment, we avoided conflicting CPUE trends by down weighting some series to avoid misleading the assessment process. We do not intend to provide a definitive assessment but to provide guidelines about the diagnostics that can facilitate the incoming North Atlantic albacore assessment.
- We also identify a potential factorial design for development of scenarios to best represent the real state of North Atlantic albacore and evaluate potential dependencies among factors.

Bibliography

Fournier, D. A., Hampton, J., and Sibert, J. R. (1998). MULTIFAN-CL: a length-based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to south pacific albacore, *Thunnus alalunga*. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 55(9):2105-2116.

Hampton, J., Kleiber, P., Langley, A., and Hiramatsu, K. 2002. Stock assessment of bigeye tuna in the western and central Pacific Ocean. In Sec. Pacif. Comm., Oceanic Fish. Prog., 15th meeting, Stand. Comm. Tuna Billfish, BET-1.

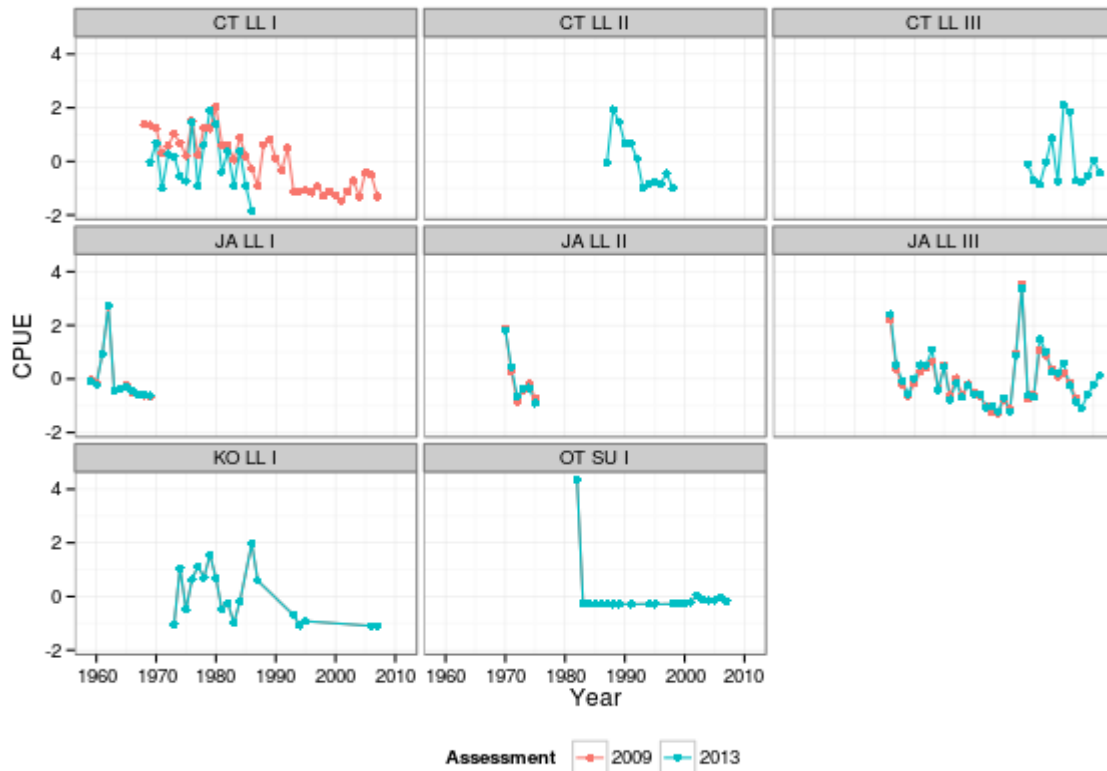


Figure 1. A Comparison of 1st trimester CPUE series for data used in the 2009 and 2013 assessments; CT, JA, KO, OT correspond to China-Taipei, Japan, Korea and Others; LL, SU to longline and surface fisheries.

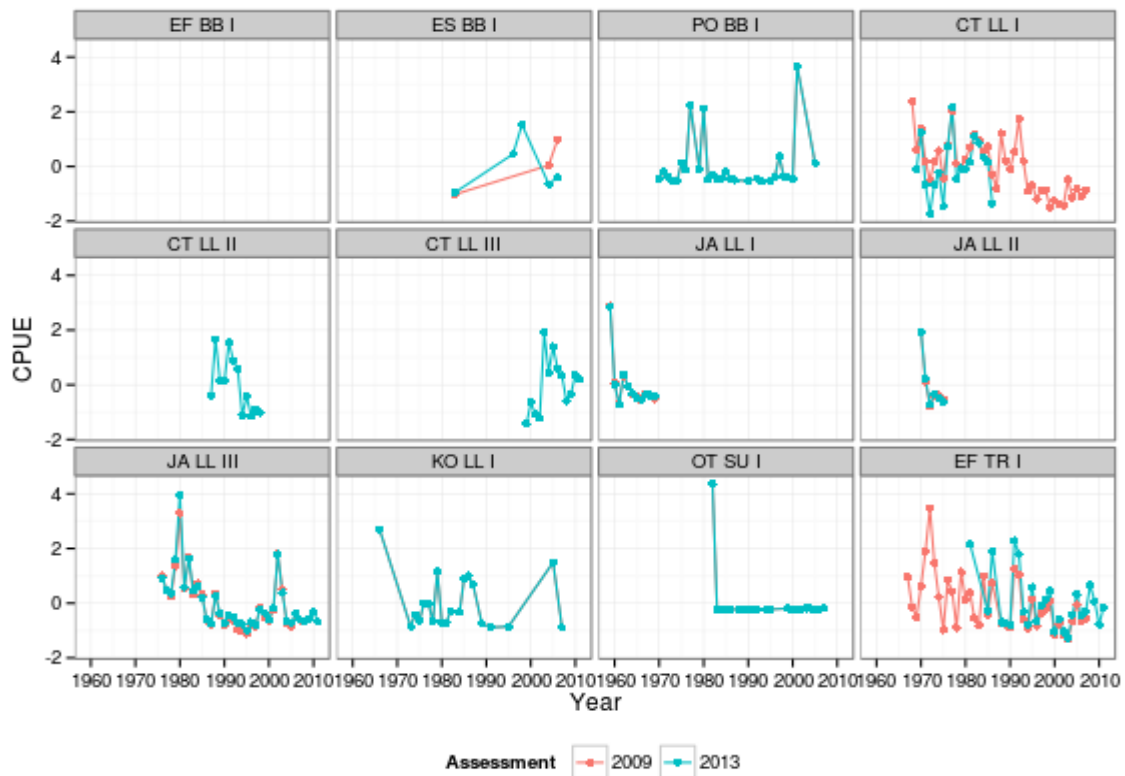


Figure 2: A comparison of second trimester CPUE series for data used in the 2009 and 2013 assessments; CT, JA, KO, OT correspond to China-Taipei, Japan, Korea and Others; LL, SU to longline and surface fisheries.

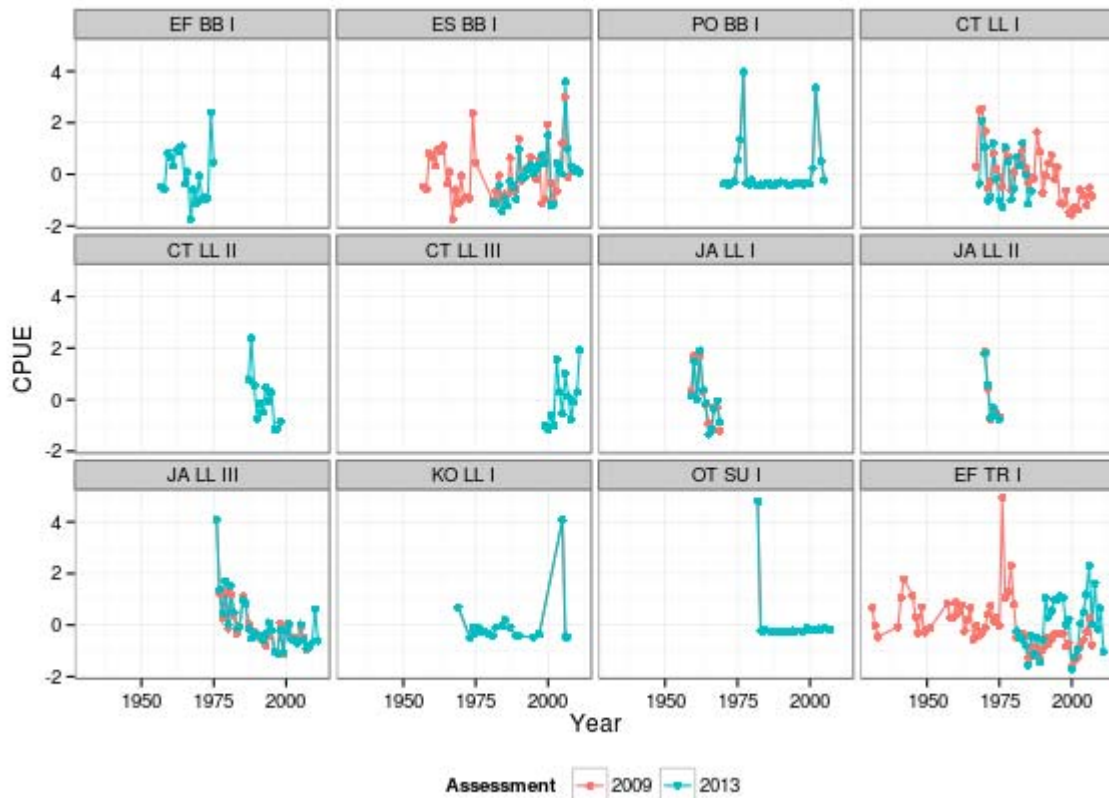


Figure 3. A Comparison of third trimester CPUE series for data used in the 2009 and 2013 assessments; CT,JA,KO,OT correspond to China-Taipei, Japan, Korea and Others; LL,SU to longline and surface fisheries.

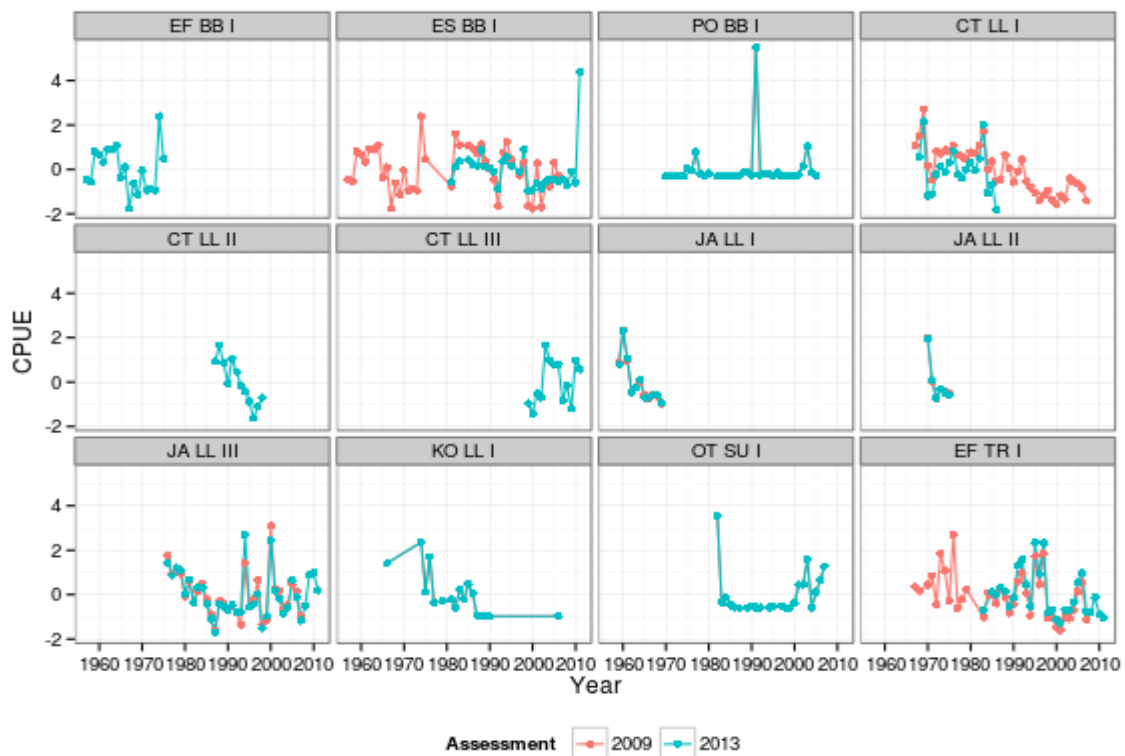


Figure 4. A Comparison of fourth trimester CPUE series for data used in the 2009 and 2013 assessments; CT, JA, KO, OT correspond to China-Taipei, Japan, Korea and Others; LL, SU to longline and surface fisheries.

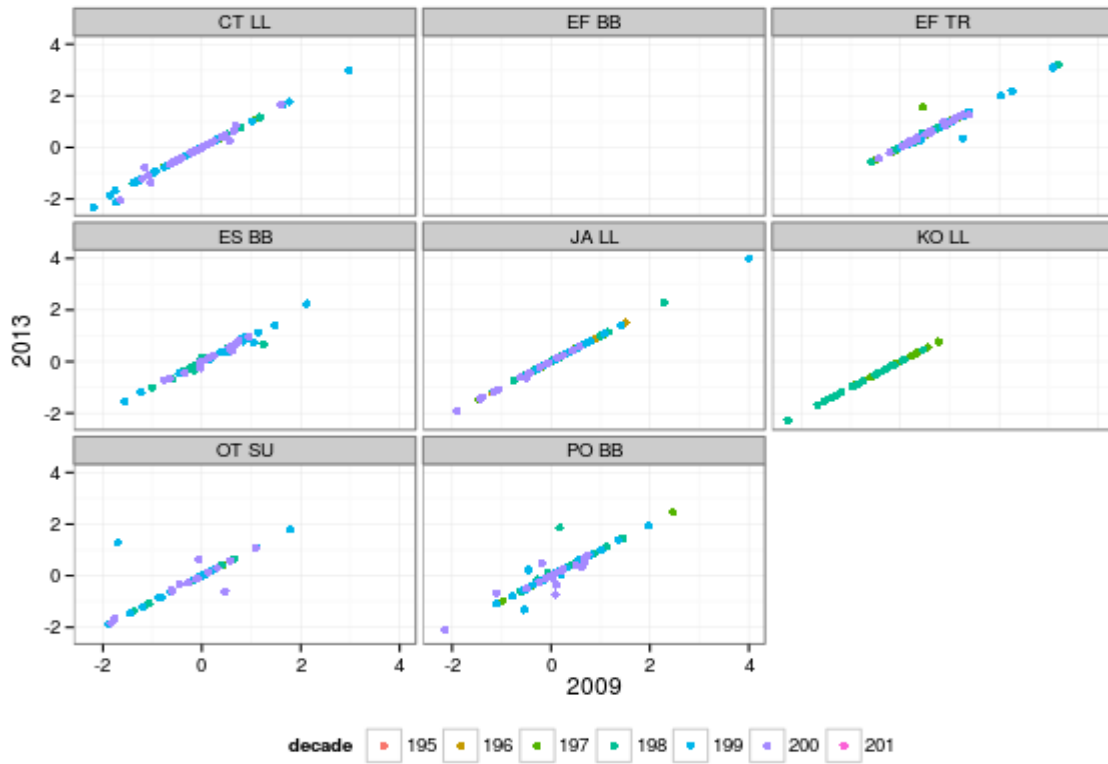


Figure 5. A comparison by decade of the skewness of the size data for each fishing incident.

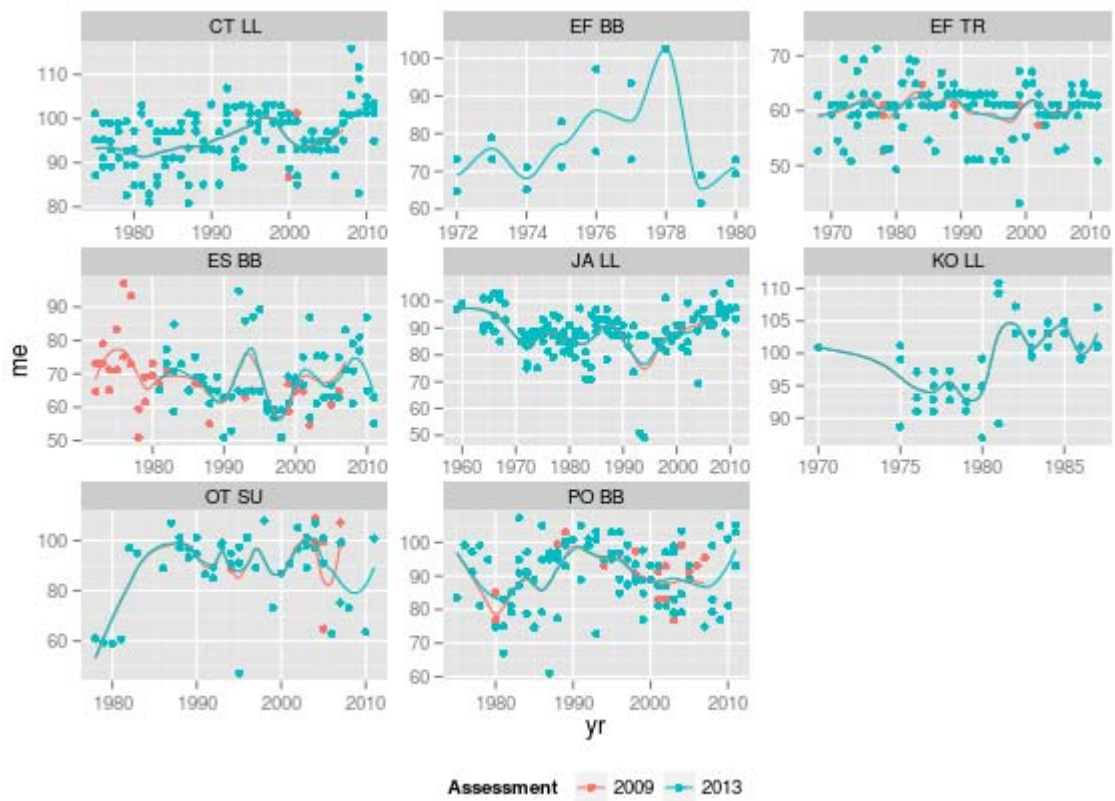


Figure 6. Median size by fishery.

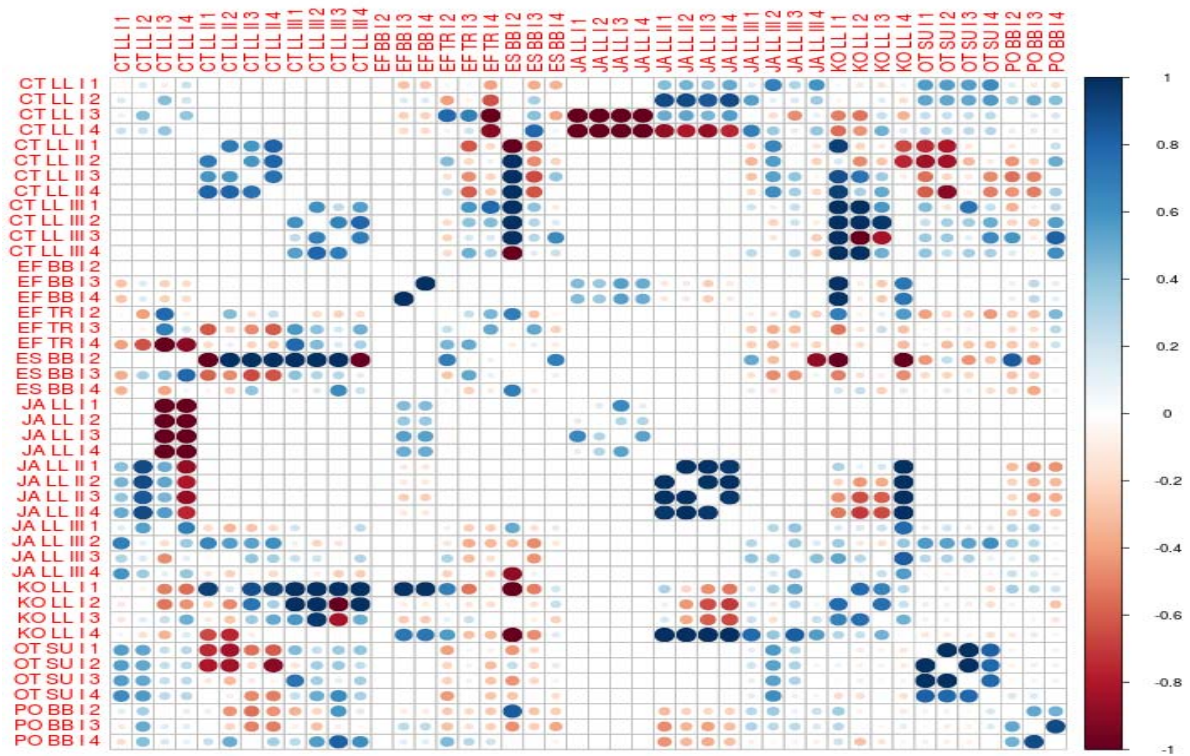


Figure 7. Correlation matrix for CPUE series.

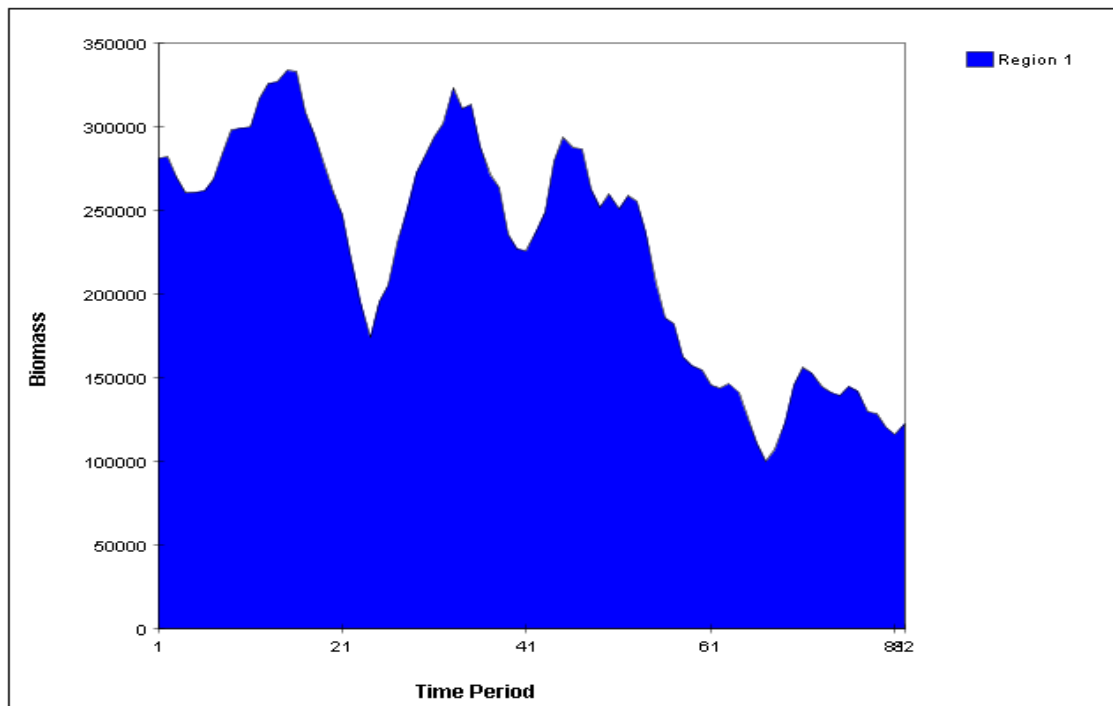


Figure 8. Model estimated biomass over time.

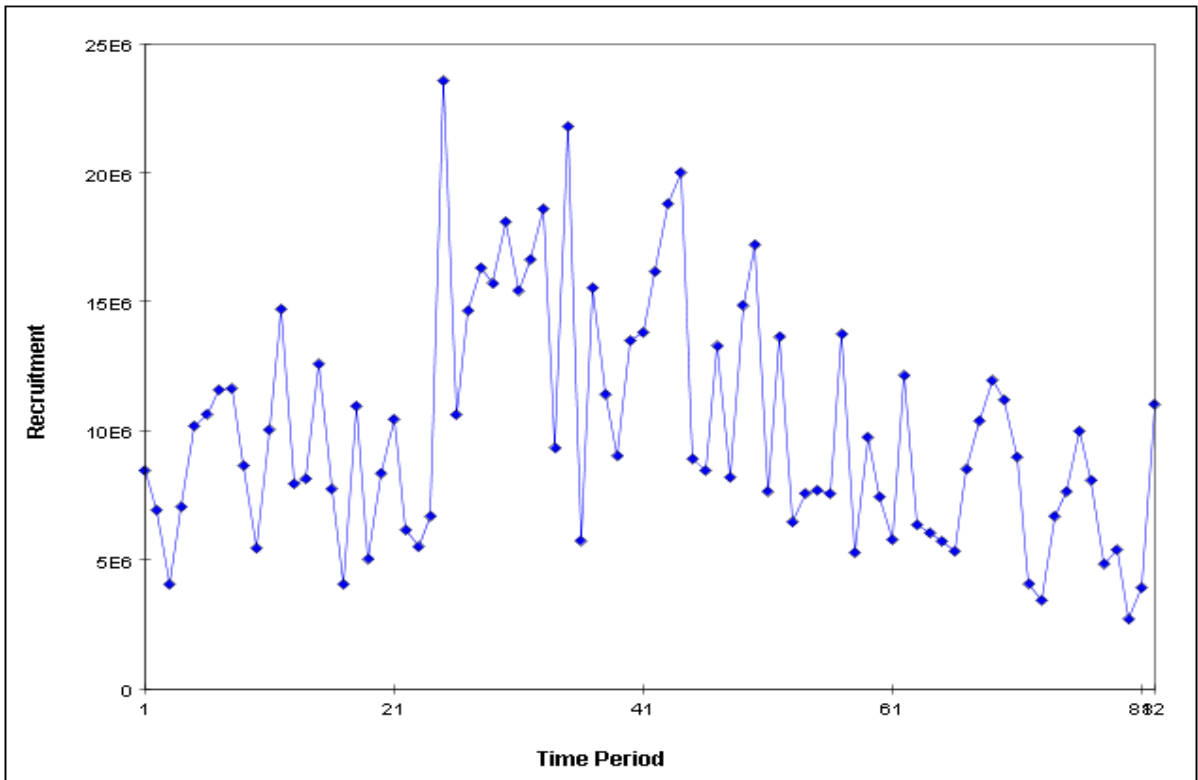


Figure 9. Model estimated recruitment over time.

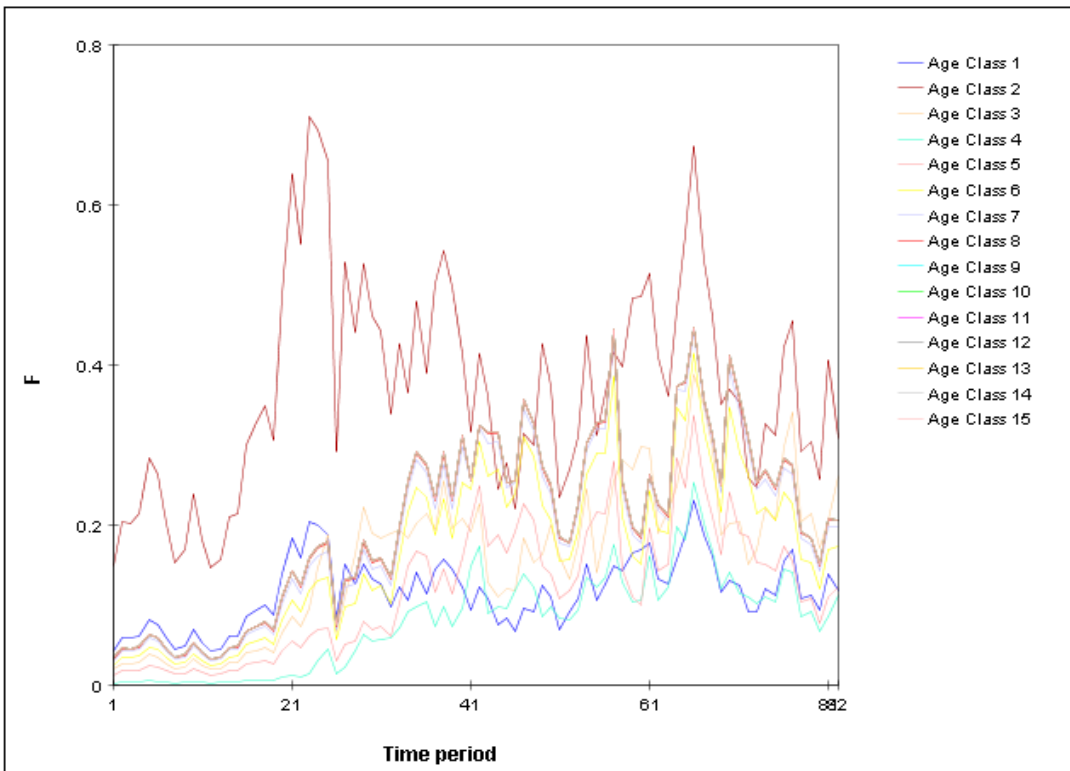


Figure 10. Model estimated F per age group.

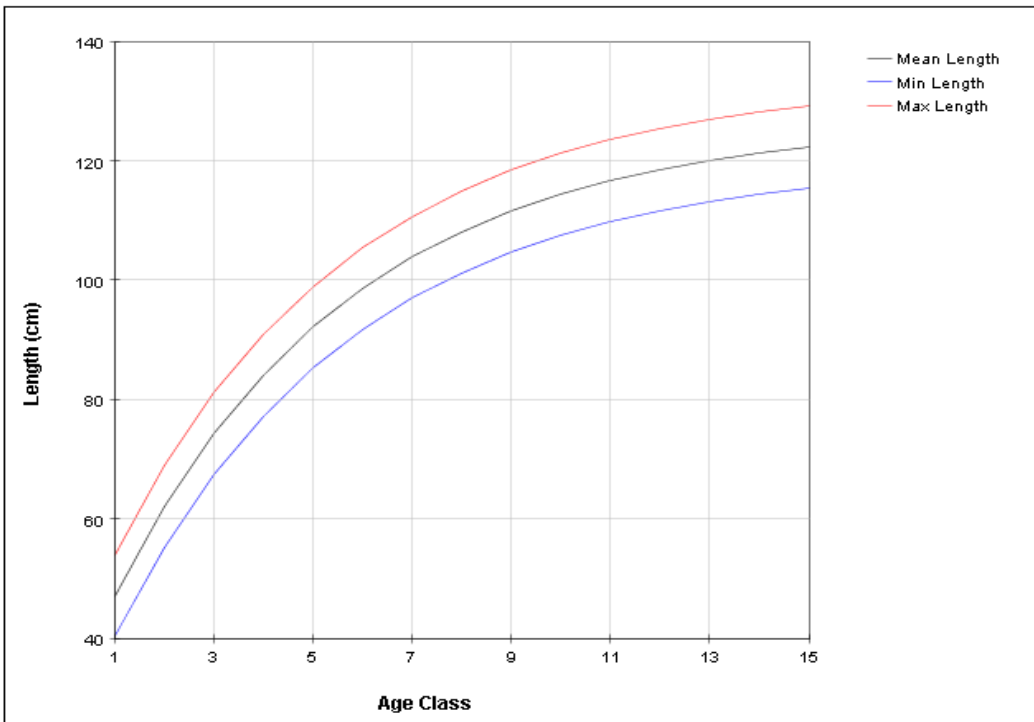


Figure 11. Growth curve used in the MULTIFAN-CL model.

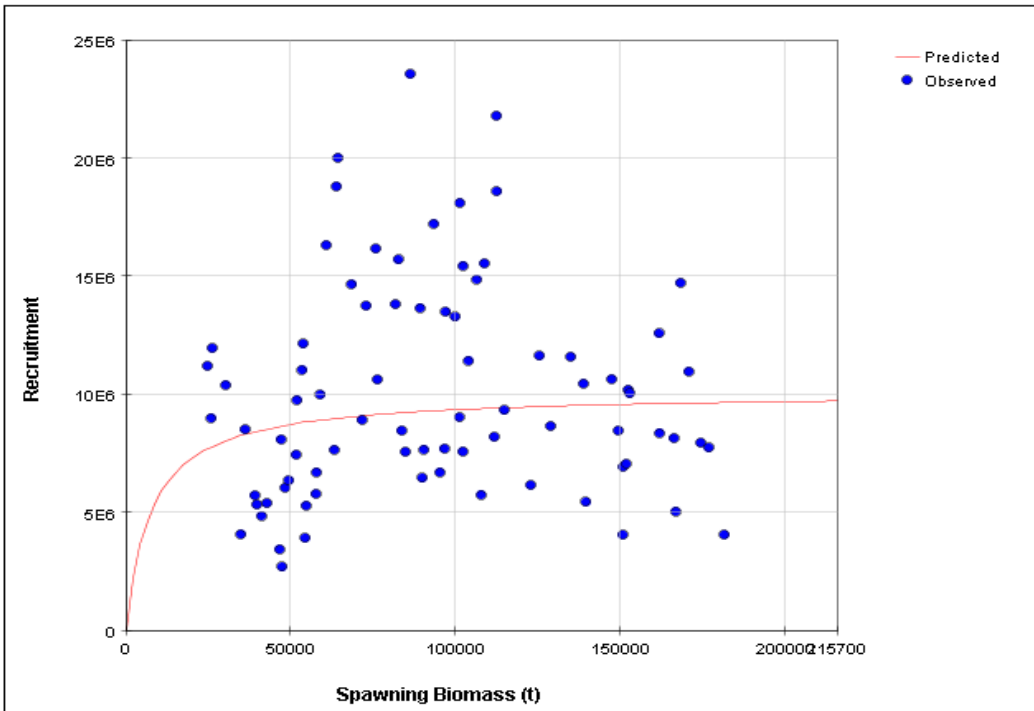


Figure 12. Stock recruitment relationship calculated within the MULTIFAN-CL model.

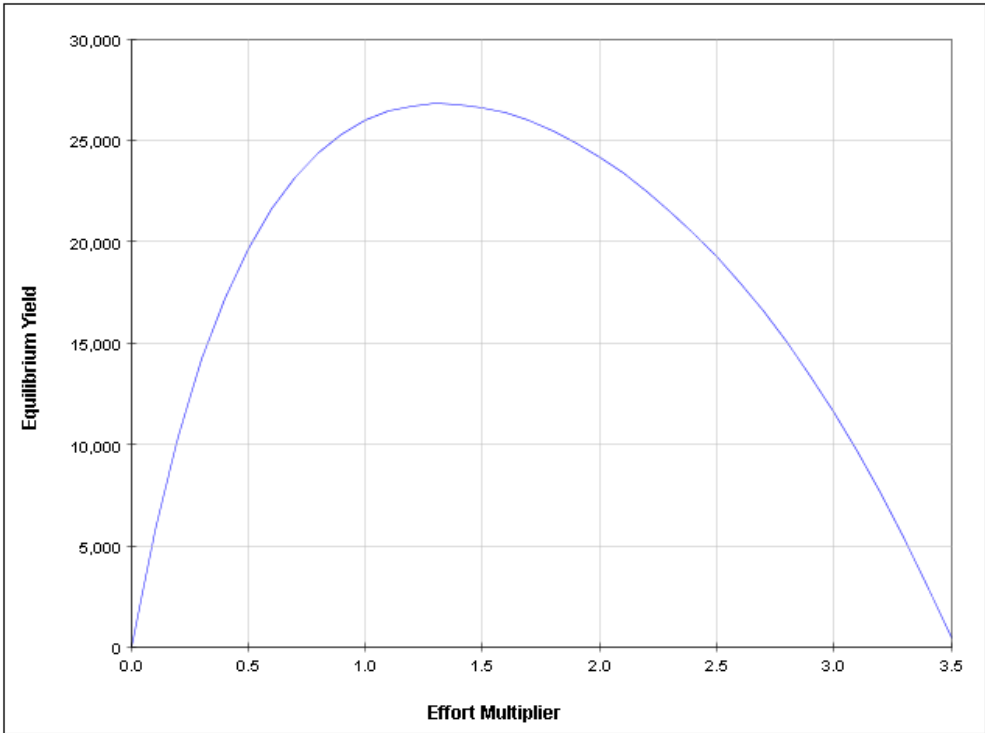


Figure 13. Yield curve calculated within the MULTIFAN-CL model.

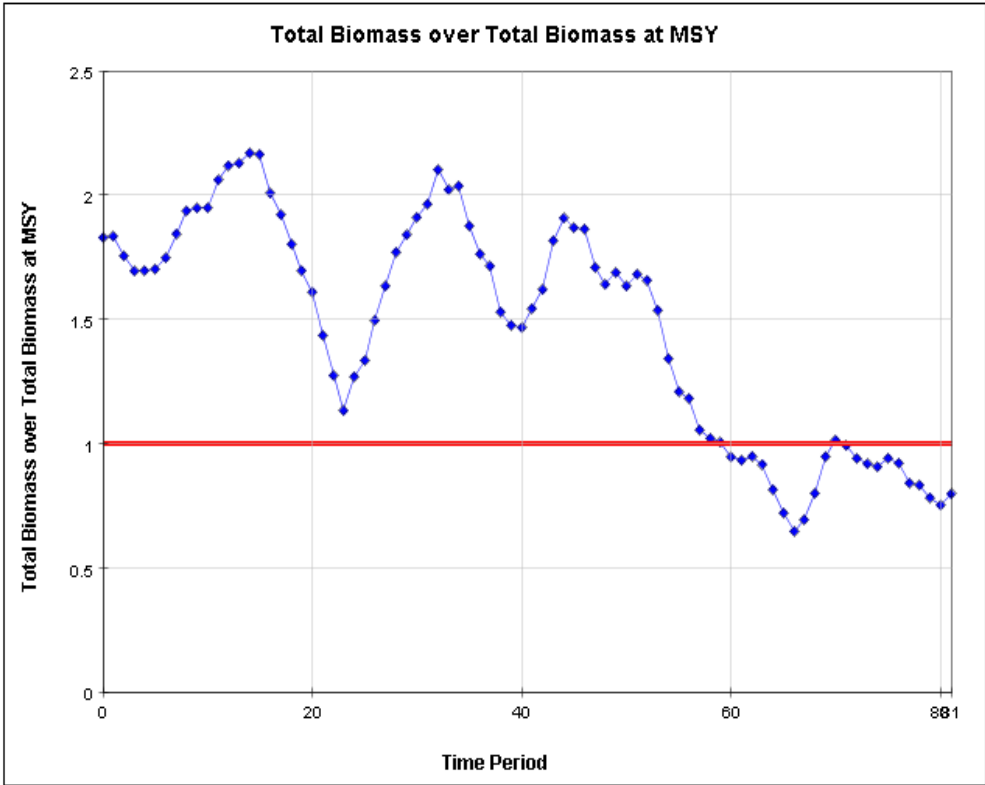


Figure 14. Current biomass relative to biomass at MSY.

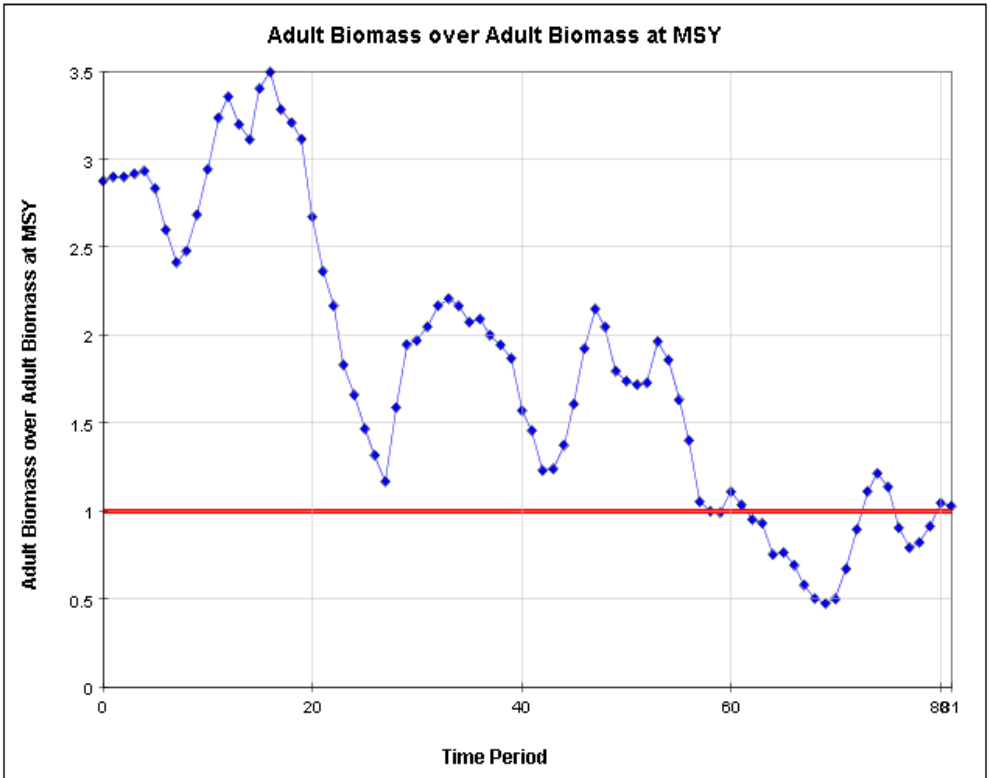


Figure 15. Current spawning stock biomass relative to spawning stock biomass at MSY.

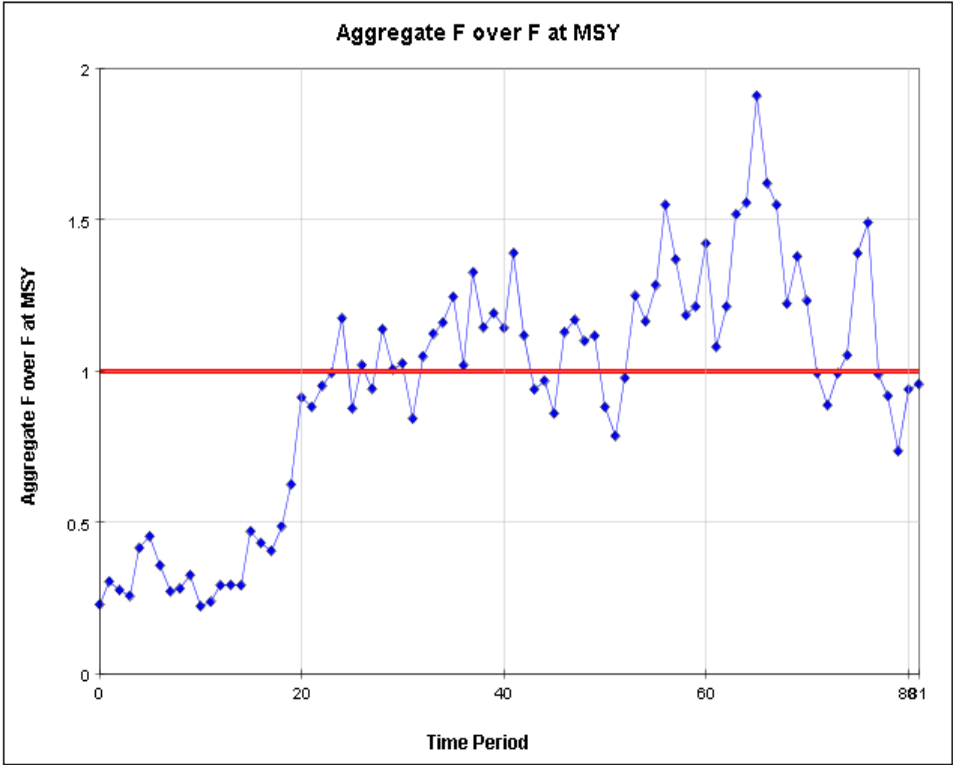


Figure 16. Current F relative to F at MSY.

STANDARDISED CATCH RATES OF ALBACORE TUNA (*THUNNUS ALALUNGA*) FROM THE IRISH MID-WATER PAIRED TRAWL FLEET, 2003-2012

Ronan Cosgrove¹, Coilin Minto², Michael Sheridan², Rick Officer²

SUMMARY

Relative indices of abundance of albacore tuna (Thunnus alalunga) from the Irish mid water pair trawl fishery are presented for the years 2003-2012 in the format requested by the Working Group on Stock Assessment Methods. National landings log book data were used to estimate nominal catch rates in biomass. A standardised catch per unit effort index was produced using a Delta-lognormal model.

RÉSUMÉ

Des indices d'abondance relative du germon (Thunnus alalunga) capturé dans la pêcherie irlandaise de chaluts pélagiques en paire sont présentés pour les années 2003-2012 dans le format requis par le Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation des stocks. Les données des débarquements nationaux des carnets de pêche ont été utilisées pour estimer les taux de capture nominale en biomasse. Un indice standardisé de prise par unité d'effort a été créé au moyen d'un modèle delta log normal.

RESUMEN

Se presentan índices de abundancia relativa de atún blanco (Thunnus alalunga) procedentes de la pesquería irlandesa de arrastre epipelágico por parejas para los años 2003-2012 en el formato solicitado por el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock. Los datos de desembarques nacionales de los cuadernos de pesca se utilizaron para estimar las tasas de captura nominal en biomasa. Se obtuvo un índice estandarizado de captura por unidad de esfuerzo utilizando un modelo Delta-lognormal.

KEYWORDS

Thunnus alalunga, Albacore, Mid-water pair trawl, Standardised catch per unit effort, CPUE, Delta-lognormal model

¹ BIM (Irish Sea Fisheries Board), New Dock Road, Galway, Ireland. cosgrove@bim.ie

² GMIT (Galway Mayo Institute of Technology), Dublin Road, Galway, Ireland.

1. Description of the data source

(a) National landings and effort data based on a mandatory logbook system are compiled and provided annually by the Irish Department of Agriculture, Food and the Marine (DAFM). Detailed landings data from the Irish Midwater Pair Trawl (MWTD) fleet which targets albacore tuna were made available for the years 2003 to 2012 by DAFM. The Irish MWTD fleet commenced targeting albacore in 1998. Given the relatively short duration of this fishery to date, attempts were previously made to include catch information from early years in the fishery in catch per unit effort (CPUE) analyses to provide a contribution from a MWTD fleet to assessment of the North Atlantic Stock (Cosgrove, 2009). However, a number of factors contributed to restriction of the current study to the years 2003-2012.

- Data from the DAFM database were unavailable prior to 2003
- Some observer data were available prior to 2003 but there were some issues with these data:
- The years 1998 and 1999 were the first years when the MWTD method was attempted by Irish vessels. The vessels involved were inexperienced and fished under government subventions which may have resulted in varying levels of motivation to catch fish.
- No observer data were available from the MWTD fleet for the years 2000 and 2001 when observer effort was primarily focussed on drift nets before they were phased out.
- The MWTD fishery did not commence in earnest until post 2002 when drift netting was completely phased out and most of the vessels involved in the fishery in recent years commenced MWTD operations for albacore post 2002.
- Data prior to 2003 are only available in days fished whereas data available in the DAFM database from 2003 onwards are available in days at sea.

MWTD fishing involves 2 vessels towing a pelagic trawl between them close to the surface. This active fishing technique is restricted to night time when targeted fish are predominantly shallow (Cosgrove *et al.*, 2014). In the early years of the fishery, vessels typically carried out a minimum of one haul each per night in an attempt to locate fish identified on echo sounders. As the fishery progressed, larger vessels with more powerful sonar systems entered the fishery. It is now common practice for vessels to restrict gear deployment until schools of albacore are detected by sonar. Albacore tuna is the only target species of this fishery although minor incidental bycatch of other species does occur.

(b) No changes to reporting requirements which have an impact on this study have been implemented since 2003.

(c) The following categorical variables were included in the index:

Year

Quarter – 2 levels*: June – August, Q3

September – November, Q4

Fishing zones – 2 levels: Ireland (north of 48 N)
Bay of Biscay (south of 48N)

Vessel Category (m) – 5 levels: <20, C1; 20 – 24, C2; 25 – 29, C3; 30 – 39, C4; >39, C5

*An alternative analysis based on natural quarters: July – September, Q3; October – November, Q4 is included in Annex II.

Year and Quarter temporal variables were included in the model. ICES area data available from logbook data were converted to two general zones to take account of a small number of observations in some ICES areas and the general distribution of the Irish fleet between two main areas to the west and south west of Ireland and the Bay of Biscay. Mean length of vessels involved in the fishery increased from 23m ± 2.71 (SD) in 2003 to 32m ± 12.74 (SD) in 2012. This increase may be indicative of increased fishing power in the fishery and appropriate vessel size categories were applied to the dataset. Questionnaires on changes in fishing power received from 10 vessel owners in 2012 indicated a switch to more powerful sonar in sampled vessels in the 30 – 39 m category from 2009 onwards. An initial model run on this data subset including a sonar power category revealed that this factor was significant. However sonar power was also found to be highly correlated with vessel size and more information and analyses are required before a sonar variable can be effectively included in the Irish MWTD index.

(d) Detailed catch at size information have been provided to ICCAT as Task II information annually since 2003.

(e) Changes in vessel size and potential changes in fishing power are described above. No change in market conditions has occurred in respect of landings from this fleet since 2003.

2. Methods

2.1 Data Reduction and Exclusions

(a) Data reductions and exclusions

Catch data prior to 2003 are excluded for the reasons outlined above. Data cleaning comprised of removal of two records where no vessel length information was available, and a number of records related to trips which occurred well outside the normal fishing season. The total number of trips in the dataset was reduced from 691 to 678 trips as a result of these exclusions.

(b) The quality of the data used in this analysis is thought to be relatively good. All of the vessels involved in this fishery are over 15m and are tracked using a satellite vessel monitoring system (VMS). Vessels are compelled therefore to submit correct information on location of fishing operations and number of days of sea. Landings are regularly inspected by the Irish Sea Fisheries Protection Authority (SFPA) which ensures that landings figures used in this study are accurate.

2.2 Management Regulations

(a) EC Ireland commenced fishing albacore tuna in 1990 through the introduction of drift netting (GILL). The fishery developed considerably in proceeding years reaching a peak of 4858 tonnes in 1999. However a phased EC ban on drift netting occurred from 1998 to 2001 with a complete ban in place by January 2002. In order to offset the negative economic repercussions of this ban, a major EU funded project was carried out in 1998 and 1999 to introduce alternative fishing methods, mid water pair trawling (MWTD) and trolling (TROL). MWTD is the predominant method use to target albacore since the drift net ban was implemented.

(b) The number of vessels involved in the fishery is restricted and the fishing quota has been fully utilised in the last two years but these measures are not thought to have a major effect on CPUE analysis.

2.3

(a) Relevant tables of observations are outlined in **Tables 1 to 3**.

(b) Detailed maps of Irish MWTD fleet days at sea during the study period are outlined in **Figure 1**. A clear shift of fishing effort from the Broader Bay of Biscay area in earlier years to a more restricted area off the south west coast of Ireland in later years of the study period is evident from these maps.

(c) Average CPUE (kg per day at sea) for each fishing trip was used as the response variable. Response variable values ranged from 0 to 38,000kg.

2.4

(a) A relatively small number of zero values in the dataset were initially dealt with by adding 1 to the response variable before log transforming the data. Problems in estimating predicted means from a log linear model of $\ln(\text{CPUE} + 1)$ were encountered (back-transformed means being sensitive to the magnitude of the small value added to the zero CPUE values), however, and a Delta-lognormal model was subsequently applied to the data to effectively deal with zero values.

(b) A binary variable taking on a value of one where $\text{CPUE} > 0$ and zero when $\text{CPUE} = 0$ formed the response variable of the binomial GLM component of the delta-lognormal model. The binomial model was applied to estimate the probability of obtaining a positive catch as a function of a set of covariates; and a log-normal model was applied to model the positive catches as a function of a set of covariates (Maunder and Punt, 2004). All covariates described above were initially included in both the binomial and log-normal models. Interactions with significant covariates were also considered with Year*Quarter and Year*Vessel category interactions initially included in both models. Final model runs excluded insignificant factors. The Year*Quarter interaction was significant in the lognormal model in addition to the main effect of year and vessel category. The standardized index from this model was obtained by taking an average across quarters and vessels weighted by the proportion of trips per vessel category and quarter over the entire dataset. For the non-interaction model, the most common categories of relevant categorical variables (Q4 and C2) were used as reference variables in deriving an appropriate standardised index of abundance (Maunder and Punt, 2004). CVs were not estimated in relation to the standardised CPUE index, as reliable variance estimates are difficult to obtain from delta-lognormal models and measurement error variances are better obtained as part of the assessment (Stefansson, 1996). Modelling was carried out using R version 2.15.1 and the code used is provided in Annex I.

3. Results

Final model results are outlined in **Table 4**. Significant covariates in the binomial model were Year and Vessel category. Significant covariates in the log-normal model of positive catches were Year, Vessel Category, Quarter and a Year by Quarter interaction. The Year by Vessel interaction was excluded due to the absence of some vessel category by year data. All factors included in the final model were highly significant with p-values less than 0.001 in all cases.

3.1

Model diagnostics are outlined in **Figure 2**. A skew is evident in the theoretical quantiles and histogram of residuals plots. This may be symptomatic of the way in which the fleet operates/catches fish and certainly warrants further investigation.

3.2

Standardised CPUE values are outlined in **Table 5** and **Figure 3**. Standardised CPUE by Quarter is also provided in Table 5 to facilitate inclusion of the series in this format in the Multifan-cl model at the stock assessment.

4. Discussion

The updated standardised CPUE index of the Irish Midwater Pair Trawl fleet is based on a 10 year time series of data that represents a period of consistency when all vessels were fully engaged in the commercial fishery. Notable changes in the fishery during this period include a geographic shift in effort from the Bay of Biscay to an area southwest of Ireland. Zone was not significant in the model which could suggest that differences in catch rates between the two zones were not significant. However, Zone was a relatively crude spatial categorisation. It was employed in an attempt to use ICES areas which are relatively unsuitable for this type of spatial analysis, and tells us little about spatial changes in catch rates. The observed geographic shift could be indicative of a change in migratory behaviour with albacore diverting directly for the south west coast of Ireland rather than entering the Bay of Biscay. Spatial comparisons of CPUE with other fleets could provide more information on this issue.

Another change in the fishery has been the entry of larger vessels in the 30-39 m and >39 m categories primarily since 2007 (**Table 2**). The 30-39 m vessel category has generally enjoyed comparable catch rates to the >39 m category (**Table 3**). This could be indicative of experience/skill levels in the fishery. Some of the main operators in the 30-39m category have progressed from smaller vessels and have been involved in the fishery since the early years whereas vessels in the > 40m category have simply switched effort from other fisheries for small pelagics such as mackerel and herring to the tuna fishery and have no prior experience of targeting this specific species. This could also be indicative of a maximum suitable vessel size in this specific fishery, above which, increased vessel power and potentially better fish detection systems are offset by decreased ability to manoeuvre and follow relatively fast moving fish shoals.

Differences between nominal CPUE and the final standardised CPUE (including interaction) trends indicate a marked increase in 2006 and decrease in 2007 in the standardised index which could be explained by the highly significant Vessel category in the model. The C2 category corresponding to vessels in the 20 – < 25m size range was the dominant size category in the dataset (**Table 2**) with 47% of all trips carried out by vessels in this size range. These changes in the standardised index are relatively consistent with the nominal CPUE trend of vessels in this category. Relatively little proportional difference was observed between the final standardised CPUE index including the Year by Quarter interaction and the standardised CPUE index excluding the interaction. A more detailed examination of vessel sonar and spatial factors should be considered in future CPUE analyses of this fleet.

References

- Cosgrove, R. 2009. Standardised catch rates of albacore tuna (*Thunnus alalunga*) from the Irish mid water paired trawl fleet 1998 – 2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 64(4): 1337-1342.
- Cosgrove, R., Arregui, I., Arrizabalaga, H., Goni, N., Sheridan, M. 2014. New insights to behaviour of North Atlantic albacore tuna (*Thunnus alalunga*) observed with pop-up satellite archival tags. Fish. Res. 150, 89-99.
- Maunder, M.N. and A.E. Punt. 2004. Standardizing catch and effort data: A review of recent approaches. Fish. Res. 70:141–159.
- Stefánsson, G. 1996. Analysis of groundfish survey data: combining the GLM and delta approaches. ICES J. Mar. Sci. 53: 577–588.

Table 1. Number of trips carried out by Month, quarter and year.

Year	Quarter 3		Quarter 4		Totals
	Month 7	8	9	10	
2003	7	24	45	25	101
2004	5	9	24		38
2005		2	12	14	28
2006		4	13	11	28
2007		2	14	16	32
2008		2	58	6	66
2009	1	9	50	24	84
2010		14	41	24	79
2011	2	45	25		72
2012	9	94	47		150
Totals	24	205	329	120	678

Table 2. Number of trips carried out by vessel category and Year.

Year	Vessel Categories					Total
	C1	C2	C3	C4	C5	
2003	19	63	19			101
2004	6	21	11			38
2005		21	5	2		28
2006		25		3		28
2007	2	17	3	10		32
2008		35	10	15	6	66
2009		32	20	22	10	84
2010		30	27	19	3	79
2011		18	21	18	15	72
2012	1	56	37	30	26	150
Total	28	318	153	119	60	678

Table 3. Nominal CPUE by Year and Vessel Category.

Year	Vessel Category					Total
	C1	C2	C3	C4	C5	
2003	269	946	410			718
2004	333	335	743			453
2005		1190	1111	1250		1180
2006		1659		6992		2230
2007	471	919	1302	5318		2302
2008		2165	3299	7476	3253	3643
2009		1320	2067	4635	4780	2778
2010		433	1378	3897	67	1575
2011		3092	5651	10082	12270	7498
2012	14	1214	3006	4737	3640	2773

Table 4. Delta log-normal model output.

Binomial model of zero catches					
	Df	Deviance Resid.	Df	Resid. Dev	Pr(>Chi)
NULL			677	214.08	
Year	9	74.21	668	139.87	<0.001
Vessel.cat	4	52.09	664	87.78	<0.001

GLM of positive catches					
	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
Year	9	401.50	44.61	22.06	<0.001
Vessel.cat	4	254.69	63.67	31.48	<0.001
Quarter	1	54.15	54.15	26.77	<0.001
Year:Quarter	9	105.79	11.76	5.81	<0.001
Residuals	629	1272.20	2.02		

Table 5. CPUE values.

Year	Nominal.Q3	Nominal.Q4	Stand.Q3	Stand.Q4	Stand.Inter.Q3	Stand.Inter.Q4
2003	533	800	291	598	330	475
2004	445	458	117	242	374	469
2005	188	1257	267	546	750	1230
2006	1441	2362	798	1633	4090	3277
2007	318	2434	224	457	60	1197
2008	4945	3602	507	1036	2194	2285
2009	297	3113	239	489	144	1202
2010	203	1871	104	213	51	663
2011	7654	7206	1267	2621	3730	4574
2012	2850	2606	481	995	1534	1343

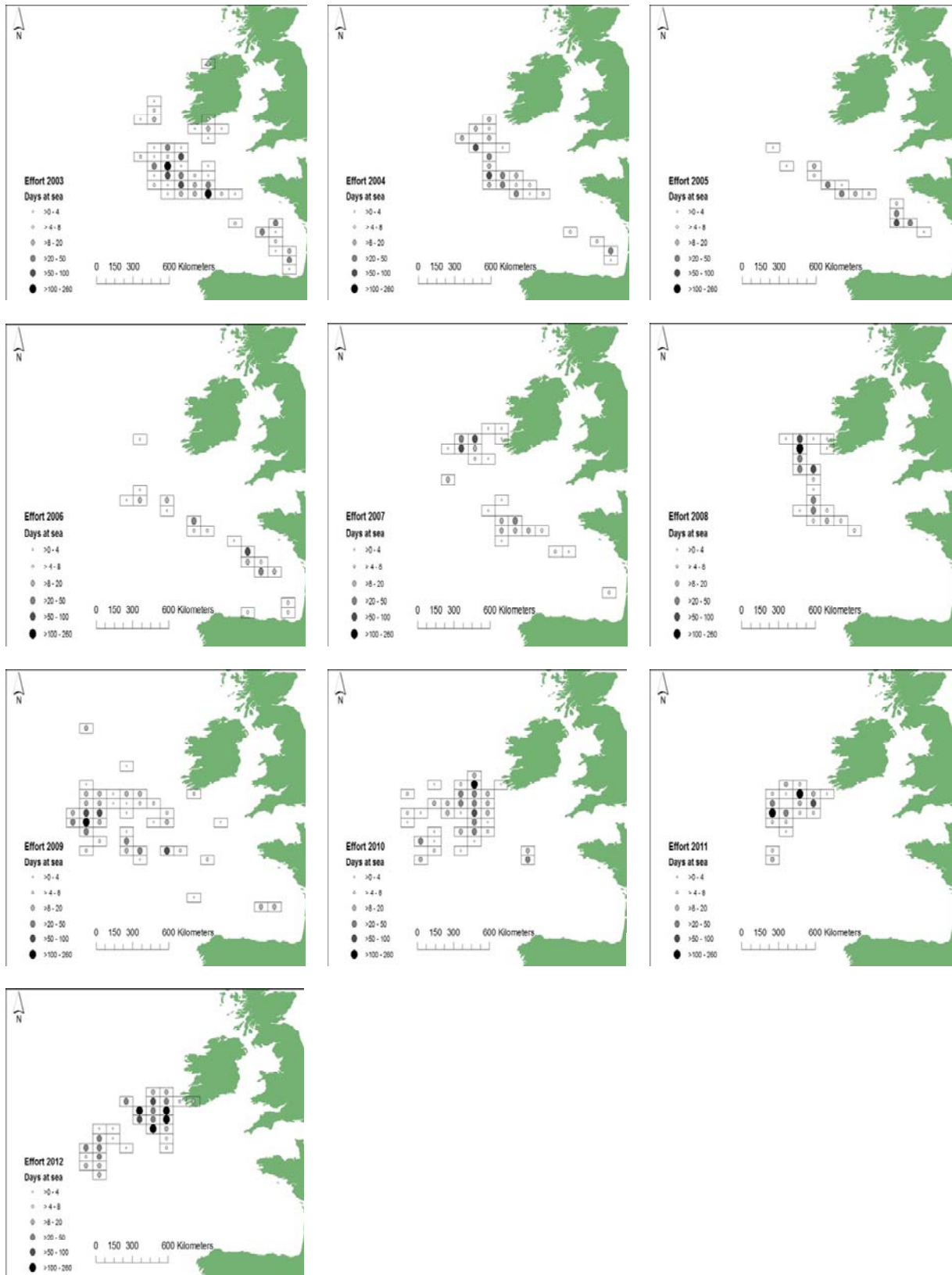


Figure 1. Maps of Irish Midwater Pair Trawl effort (days at sea) (2003-2012).

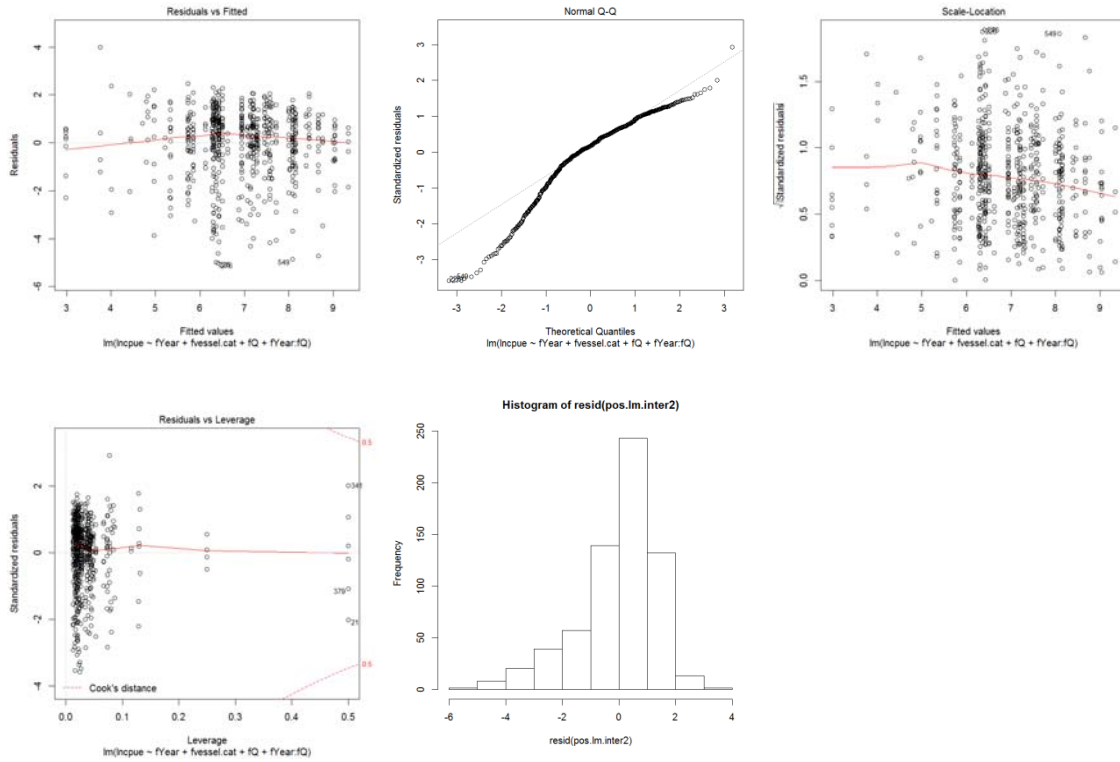


Figure 2. Model diagnostics from lognormal model with main effects of Year, Quarter, Vessel category and Year by Quarter interaction.

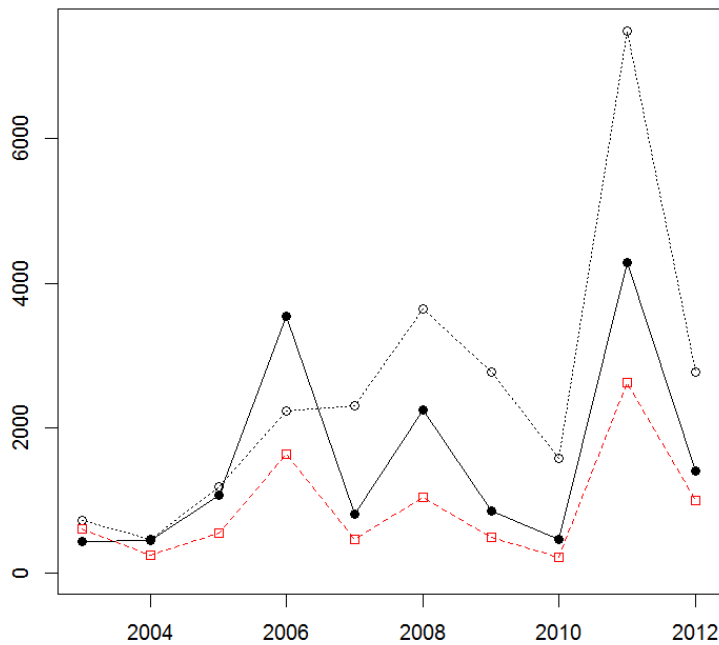


Figure 3. Nominal (clear circles, dashed line), Standardised (red squares, dashed line) and Standardised including interaction CPUE (black circles, solid line) indices (kgs) for Irish Midwater Pair Trawl Fleet.

Rcode by Coilin Minto

```

##-----
## delta-lognormal analysis of
## Irish albacore midwater CPUE
## Output by quarter in this file
##-----

##setwd("C:/R/Data")

alb.dat<-read.csv(file="../data/ALB_dataset.csv")
summary(alb.dat)

## create categorical vessel length category
alb.dat$vessel.cat<-with(alb.dat, ifelse(Length<20, "C1",
  ifelse(Length>=20 & Length<25, "C2",
  ifelse(Length>=25 & Length<30, "C3",
  ifelse(Length>=30 & Length<40, "C4",
  ifelse(Length>=40, "C5", NA))))))

alb.dat$fvessel.cat<-factor(alb.dat$vessel.cat)

## get quarter from month
alb.dat$Q<-with(alb.dat, ifelse(Month%in%c(1,2,12), "Q1",
  ifelse(Month%in%c(4,5,3), "Q2",
  ifelse(Month%in%c(7,8,6), "Q3",
  ifelse(Month%in%c(10,11,9), "Q4",NA))))))
alb.dat$fQ<-factor(alb.dat$Q)

## sonar rating from Sonar - RC have explained in paper why we are not using this
alb.dat$S<-with(alb.dat, ifelse(Sonar%in%c(1), "S1",
  ifelse(Sonar%in%c(2), "S2",
  ifelse(Sonar%in%c(3), "S3",
  ifelse(Sonar%in%c(4), "S4",
  ifelse(Sonar%in%c(5), "S5", NA))))))
alb.dat$fS<-factor(alb.dat$S)

## plot the data
with(alb.dat,plot(Landing.Year, log(CPUE+1)))

## new response variable
alb.dat$fYear<-factor(alb.dat$Landing.Year)
alb.dat$fQ<-factor(alb.dat$Q)
alb.dat$fZone<-factor(alb.dat$Zone)
alb.dat$fvessel.cat<-factor(alb.dat$vessel.cat)
alb.dat$lncpue<-log(alb.dat$CPUE)
alb.dat$bin<-ifelse(alb.dat$CPUE>0,1,0)
##
alb.dat$fYear<-as.factor(alb.dat$Landing.Year)

bin.glm<-glm(bin~fYear+fvessel.cat+fQ+fZone, family="binomial", data=alb.dat)
pos.lm<-lm(lncpue~fYear+fvessel.cat+fQ+fZone, data=alb.dat[alb.dat$CPUE>0,])
anova(bin.glm,test="Chisq")
anova(pos.lm)

## reduced fits (only significant main effects)
bin.glm2<-glm(bin~fYear+fvessel.cat, family="binomial", data=alb.dat)
pos.lm2<-lm(lncpue~fYear+fvessel.cat+fQ, data=alb.dat[alb.dat$CPUE>0,])

```

```

anova(bin.glm2,test="Chisq")
anova(pos.lm2)

##-----
## 25-30, Q4 prediction
##-----
years<-2003:2012
pred.df.q4<-data.frame(fYear=as.factor(years),
                      fvessel.cat=as.factor("C2"),
                      fQ=as.factor("Q4"))

pred.pos.obj.q4<-predict(pos.lm2, newdata=pred.df.q4, se.fit=TRUE)
## predicted mean on the original scale
pred.pos.mean.q4<-exp(pred.pos.obj.q4$fit+pred.pos.obj.q4$se.fit^2/2)

## predicted probabilities of +ve trip
pred.prop.q4<-predict(bin.glm2, newdata=pred.df.q4, type="response")
stand.mean.q4<-pred.prop.q4*pred.pos.mean.q4

##-----
## 25-30, Q3 prediction
##-----
pred.df.q3<-data.frame(fYear=as.factor(years),
                      fvessel.cat=as.factor("C2"),
                      fQ=as.factor("Q3"))

pred.pos.obj.q3<-predict(pos.lm2, newdata=pred.df.q3, se.fit=TRUE)
## predicted mean on the original scale
pred.pos.mean.q3<-exp(pred.pos.obj.q3$fit+pred.pos.obj.q3$se.fit^2/2)

## predicted probabilities of +ve trip
pred.prop.q3<-predict(bin.glm2, newdata=pred.df.q3, type="response")
stand.mean.q3<-pred.prop.q3*pred.pos.mean.q3

## straightforward mean CPUE by year and quarter
nom.mean<-with(alb.dat, tapply(CPUE, list(Landing.Year,fQ), mean))
## comparison plot
matplot(years, nom.mean, type="l", ylim=c(0, max(nom.mean)), col=1, lty=c(1,2))
matlines(years, cbind(stand.mean.q3,stand.mean.q4), type="l", lty=c(1,2), col="blue")

##-----
## NOTE - removed code for other vessel category here
## as not used
## See: Maunder and Punt (2004)
##-----

##-----
## INTERACTIONS
##-----
bin.glm.inter<-glm(bin~fYear+fvessel.cat+fQ+fZone+fYear:fQ+fYear:fvessel.cat, family="binomial",
data=alb.dat)
pos.lm.inter<-lm(lncpue~fYear+fvessel.cat+fQ+fZone+fYear:fQ+fYear:fvessel.cat,
data=alb.dat[alb.dat$CPUE>0,])
anova(bin.glm.inter,test="Chisq")
anova(pos.lm.inter)

## note year x vessel interaction not supported
## reduced fits (only significant main effects)
bin.glm.inter2<-glm(bin~fYear+fvessel.cat, family="binomial", data=alb.dat)
pos.lm.inter2<-lm(lncpue~fYear+fvessel.cat+fQ+fYear:fQ, data=alb.dat[alb.dat$CPUE>0,])

```

```

anova(bin.glm.inter2,test="Chisq")
anova(pos.lm.inter2)
##
years.vec<-2003:2012
vessel.vec<-unique(alb.dat$fvessel.cat)
q.vec<-unique(alb.dat$fQ)

pred.inter.df<-expand.grid(fYear=as.factor(years.vec), fvessel.cat=vessel.vec, fQ=q.vec)
##pred.inter.df<-expand.grid(fYear=as.factor(years.vec), fQ=q.vec)

pred.inter.pos.obj<-predict(pos.lm.inter2, newdata=pred.inter.df, se.fit=TRUE)
## predicted mean on the original scale
pred.inter.pos.mean<-exp(pred.inter.pos.obj$fit+pred.inter.pos.obj$se.fit^2/2)

## predicted probabilities of +ve trip
pred.inter.prop<-predict(bin.glm.inter2, newdata=pred.inter.df, type="response")

pred.inter.df$stand.mean<-pred.inter.prop*pred.inter.pos.mean

library(lattice)
xyplot(stand.mean~fYear|fQ+fvessel.cat, type="l", data=pred.inter.df)

## get weights ## equation 11 of maunder and punt these are the z values
ntotal<-dim(alb.dat)[1]
## Note changed this so it sums to one in each quarter

weight.tab0<-with(alb.dat, table(fQ,fvessel.cat))

weight.tab<-weight.tab0/apply(weight.tab0,1,sum)

pred.inter.df$weight<-NA
for(i in 1:dim(pred.inter.df)[1]){
  pred.inter.df$weight[i]<-weight.tab[pred.inter.df$fQ[i],pred.inter.df$fvessel.cat[i]]}

stand.inter.mean<-matrix(NA,ncol=2, nrow=length(years.vec))

for(i in 1:length(years.vec)){
  ## Q3
  dat.q3<-subset(pred.inter.df,fYear==years.vec[i]&fQ=="Q3")
  stand.inter.mean[i,1]<-sum(dat.q3$stand.mean*dat.q3$weight)
  ## Q4
  dat.q4<-subset(pred.inter.df,fYear==years.vec[i]&fQ=="Q4")
  stand.inter.mean[i,2]<-sum(dat.q4$stand.mean*dat.q4$weight)
}

matplot(years, nom.mean, type="l", ylim=c(0, max(nom.mean)), col=1, lty=c(1,2))
matlines(years, cbind(stand.mean.q3,stand.mean.q4), type="l", lty=c(1,2), col="blue")
matlines(years, stand.inter.mean, type="l", lty=c(1,2), col="red")

## output
iccat.rep.tab.byQ<-cbind(years.vec, nom.mean, cbind(stand.mean.q3,stand.mean.q4), stand.inter.mean)

iccat.rep.tab.byQ.df<-data.frame(iccat.rep.tab.byQ)

names(iccat.rep.tab.byQ.df)<-
c("Year","Nominal.Q3","Nominal.Q4","Stand.Q3","Stand.Q4","Stand.Inter.Q3","Stand.Inter.Q4")

write.csv(x=iccat.rep.tab.byQ.df, file="/iccat_rep_tab_byQ.csv", row.names=FALSE)

```

Standardised CPUE results based on Natural Quarter**Table 1.** Delta lognormal model results – Irish Mid Water Trawl Natural Quarter.

Binomial model of zero catches					
	DF	Deviance Resid	DF	Resid.Dev	Pr(>Chi)
NULL			677	214.08	
fYear	9	74.209	668	139.871	<0.001
fvessel.cat	4	52.089	664	87.782	<0.001
fQ	1	10.111	663	77.671	<0.001

GLM of positive catches					
	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
fYear	9	401.5	44.611	21.1304	<0.001
fvessel.cat	4	254.69	63.672	30.159	<0.001
fYear:fQ	7	97.85	13.979	6.6211	<0.001
Residuals	632	1334.29	2.111		

Table 2. Nominal and standardised CPUE by Natural Quarter.

Year	Nominal.Q3	Nominal.Q4	Stand.Q3	Stand Q4
2003	849	319	495	140
2004	453		411	
2005	1358	1002	1152	1155
2006	2375	2006	2948	3884
2007	1870	2733	683	1408
2008	3922	848	2656	695
2009	3357	1330	1419	385
2010	1037	2808	249	1350
2011	7498		3825	
2012	2773		1402	

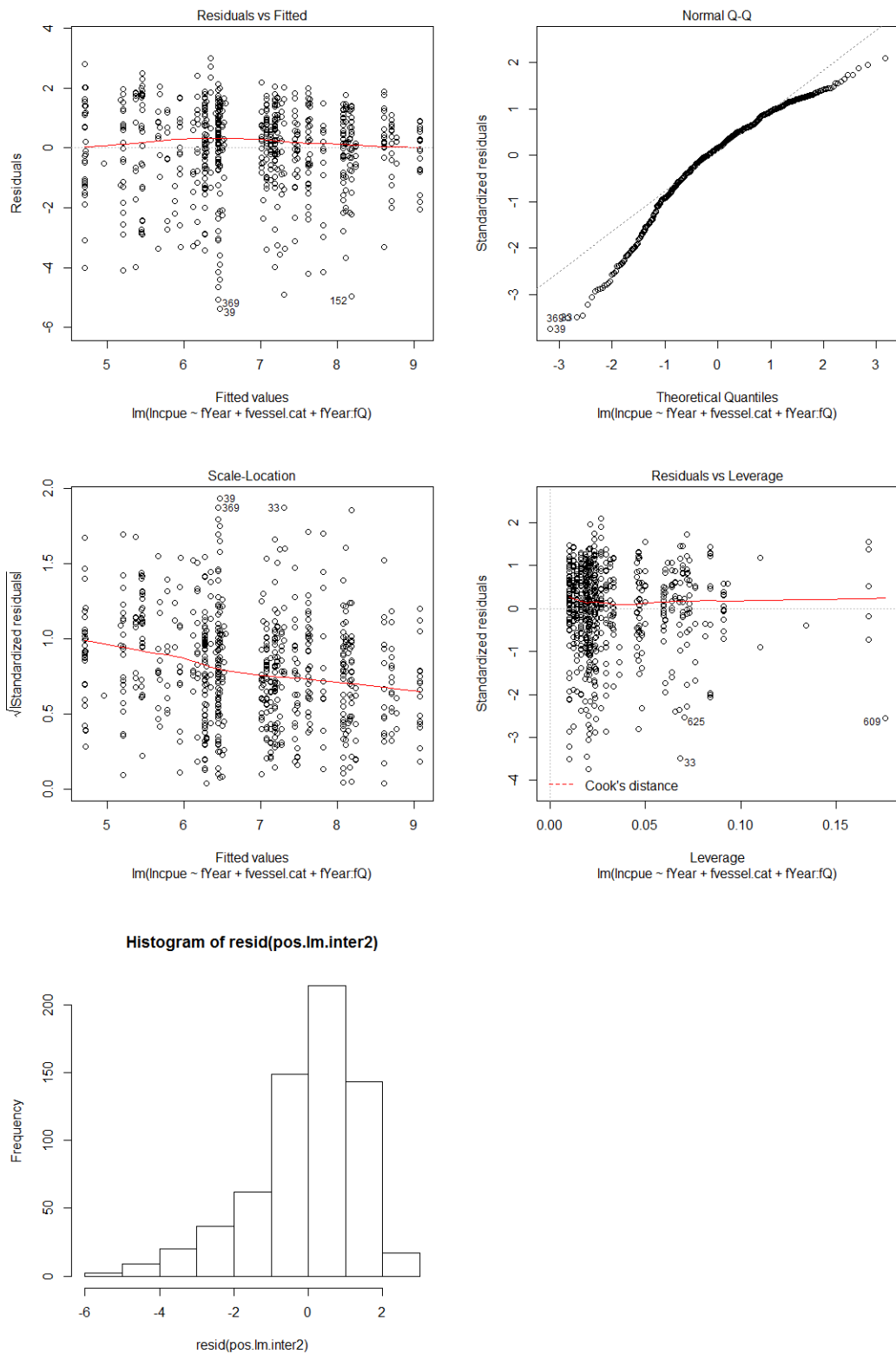


Figure 1. Model Diagnostics - Irish Mid Water Trawl Natural Quarter.

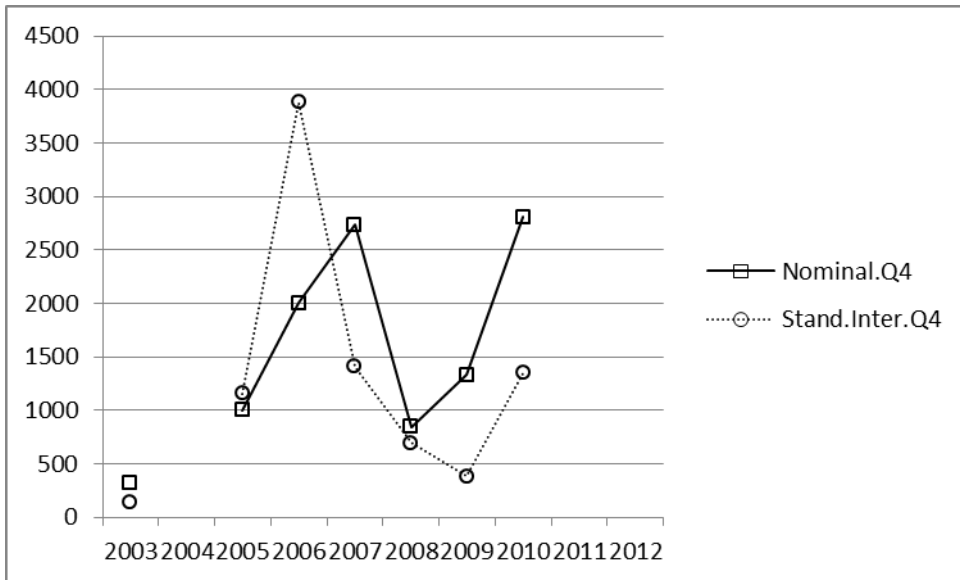
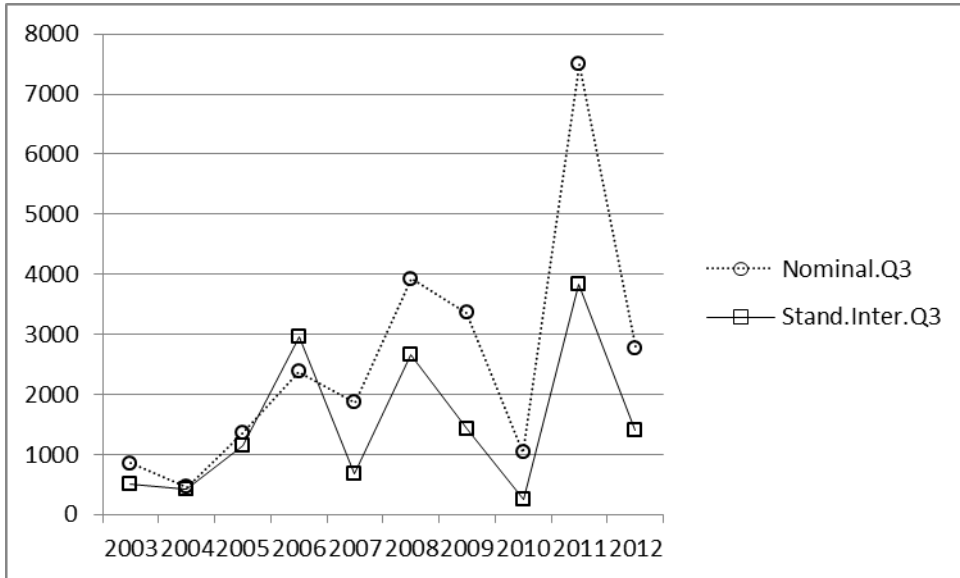


Figure 2. Nominal and standardised CPUE indices by natural quarter.

**STANDARDIZED CPUE FOR NORTH ATLANTIC ALBACORE
CAUGHT BY THE JAPANESE LONGLINE FISHERY**Kiyofuji, H.¹**SUMMARY**

In this document, catch per unit effort (CPUEs) of albacore (Thunnus alalunga) caught by the Japanese longline (JPN LL) in the North Atlantic Ocean were standardized in three periods (1959-1969 as target period, 1969-1975 as transition period and 1975-2011 as bycatch period). Estimating standardized CPUEs, two different generalized linear models (log-normal and negative binomial) were applied in bycatch period. Standardized CPUE by the negative binomial model in bycatch period decreased moderately from 1975 to 1985 and remained at the same level until 2000. It increased slightly after 2000.

RÉSUMÉ

Dans le présent document, les prises par unité d'effort (CPUE) du germon (Thunnus alalunga) capturé par des palangriers japonais (JPN LL) dans l'océan Atlantique Nord ont été standardisées en trois périodes : 1959-1969 en tant que période cible, 1969-1975 en tant que période de transition et 1975-2011 en tant que période de prise accessoire. Pour estimer les CPUE standardisées, des modèles linéaires généralisés (log-normal et binomial négatif) ont été appliqués dans la période de prise accessoire. Les CPUE standardisées par le modèle binomial négatif de la période de prise accessoire ont connu une baisse modérée entre 1975 et 1985 et sont restées au même niveau jusqu'en 2000. Après 2000, elles ont légèrement augmenté.

RESUMEN

En este documento, se estandarizó la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) del atún blanco (Thunnus alalunga) capturado por el palangre japonés (JPN LL) en el Atlántico norte en tres periodos (1959-1969 como periodo objetivo, 1969-1975 como periodo de transición y 1975-2011 como periodo de captura fortuita). Para estimar las CPUE estandarizadas, se aplicaron dos modelos lineales generalizados diferentes (lognormal y binomial negativo) en el periodo de captura fortuita. La CPUE estandarizada por el modelo binomial negativo en el periodo de captura fortuita descendió moderadamente desde 1975 hasta 1985 y permanecieron al mismo nivel hasta 2000. Después de 2000 aumentó ligeramente.

KEYWORDS

Catch/effort, Japanese longline fishery (JPN LL), Albacore, North Atlantic Ocean

¹ National Research Institute of Far Seas Fisheries, Fisheries Research Agency, 5-7-1, Shimizu, Orido, Shizuoka, 424-8633 Japan

1. Introduction

Abundance indices for Atlantic albacore (north and south) caught by the Japanese longline fishery were calculated separately for three periods (1959-69 as target period, 1969-75 as transition period and 1975-after as bycatch period; Uozumi, 1996a; Uozumi, 1996b; Uosaki and Shono, 2008).

Standardized CPUEs were estimated as abundances indices for albacore in Atlantic Ocean caught by the Japanese longline fishery by two different generalized linear models (Uosaki and Shono, 2008). Although standardized CPUE for north albacore in Atlantic Ocean only by the negative binomial model was applied to the stock assessment model as abundance indices, same two models proposed by Uosaki and Shono (2008) were applied for standardization of annual CPUE for north Atlantic albacore (north of 5°N) caught by the Japanese longline fishery based on updated catch and effort data in this document.

2. Data and Methods

2.1 Fisheries Data

Data in this document were obtained from the Japanese longline fishery statistics based on the logbooks and compiled at the National Research Institute of Far Seas Fisheries. Two dataset were used; one is the ICCAT Task II catch-and-effort data from 1959 to 1975, and the other is catch-and-effort data with gear configuration such as number of hooks per basket between 1975 and 2011.

Catch per unit effort (CPUE) was defined as the number of albacore per 1,000 hooks. Data less than 3,000 hooks were excluded from the analysis. Observations within the EEZ were also excluded to avoid inconsistency of data coverage during a long historical period.

2.2 CPUE standardization

Standardized CPUE was estimated separately for three periods (1959-1969, 1969-1975 and 1975-2011), which referred as target, transition, and bycatch period, respectively (Uozumi, 1996b; Uosaki and Shono, 2008 and Mastumoto and Uosaki, 2011). In this document, CPUE during 1975 and 2012 (bycatch period) were updated since data has not been changed in other periods. Generalized linear model with lognormal (LN model) and negative binomial (NB model) error structures were applied to estimate standardized CPUE for albacore caught by the Japanese longline in the North Atlantic Ocean.

Year, season and subarea were incorporated as main effects for target (1959-1969) and transition period (1969-1975). Effect of gear configurations was added for the bycatch period (1975-2011). Quarter was used for fishing season. Subareas for target and transition period were defined by Uozumi (1996a) and for bycatch period by Uosaki (2004), which were incorporated in this study (**Figure 1**). Gear configurations were categorized into four levels (3-7, 8-11, 12-15 and 16-20 hooks between floats). In this study, same effects as those by Uosaki and Shono (2008) were used for the LN and NB models.

In order to include observations with fishing effort but no albacore catch, a small value was added to CPUE and following equations were applied to estimate standardized CPUEs. SAS software packages (Version 9.3) were used for parameterization procedure of GLM.

(1) LN model

$$E[\ln(\text{CPUE}+0.1)]=\mu+Y+Q+A+G+Y*Q+Q*A+Q*G+\varepsilon$$

where $E[\ln(\text{CPUE}+0.1)]$ is expectation of CPUE (catch in number per 1000 hooks) with normal distribution, Y, Q, A and G are effects of year, quarter, subarea and gear, respectively. μ and ε represent intercept and error term.

(2) NB model

$$E[C]=H \cdot \exp(\mu+Y+Q+A+G+Y*Q+Q*A+Q*G+\varepsilon)$$

where $E(C)$ is expectation of catch in number with negative binomial distribution. H represents number of hooks used.

Interaction terms indicated as two symbols of effect and asterisk (e.g. Y*Q as year and quarter).

2.3 Results and Discussion

Figure 2 shows albacore catch number (a), number of hooks (b) and nominal CPUE (albacore number per 1000 hooks) during bycatch period (1975-2011) in the North Atlantic Ocean. Albacore catch number was between 20 and 190 with mean of 64 (**Figure 2a**). Number of alba- core catch likely has not been changed largely but recent catch after 2006 shows low.

This would be because of fishing effort decreases (**Figure 2b**). It is worth noting that fishing effort has been increased after 1977 until 1997. Nominal CPUE decreased from 1978 to 1995 (**Figure 2b**).

The ANOVA for the LN model and goodness of fit for the NB model during bycatch period are shown in **Table 1** and **Table 2**. Both F value in **Table 1** and chi-square in **Table 2** represent both model is highly significant, however, the effect of gear configuration was not significant for the NB model (**Table 2**).

Figure 3 and **Figure 4** represent standardized and scaled CPUEs by their mean, respectively. CPUEs derived from both of LN and NB models decreased moderately from 1975 to 1985 and remained at the same level until 2000. CPUEs after 2000 slightly increased. As stated in Uosaki and Shono (2008), the LN model were likely to be affected from large number of zero catch, however, the NB model has an advantage even though data contains zero catch. Therefore it is not necessarily to add small number to CPUE when it is zero. We recommended that CPUE for north albacore caught by the JPN LL in the Atlantic Ocean calculated by the NB model should be used as input data for stock assessment in this year as last stock assessment in 2009. This also consists with a recommendation made by the ICCAT albacore working group in 2007 (ICCAT, 2008). Actual values of standardized CPUE are shown in **Table 3**.

Figure 5 shows effects of each explanatory variable in the model. Effects of 1st and 4th quarter were larger than 2nd and 3rd quarter. Area 1, 2 and 4 show larger effects, where are northwestern Atlantic Ocean (see **Figure 1**). There are no remarkable effects of gear (number of hooks between floats).

The residuals plot shows a little skewed distribution in bycatch period (**Figure 6c**) especially between 1995 and 2000, and the residuals follow the expected linear pattern for the positive catch in the QQ plots to some extent (**Figure 7c**).

Reference

- Anon. 2008c. Report of the 2007 Albacore Stock Assessment Session (Madrid, Spain, July 5 to 12, 2007). Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(3): 697-815.
- Matsumoto, T. and Uosaki, K. 2012. Standardized CPUE for South Atlantic albacore by the Japanese longline fishery based on log-normal and negative binomial models. Col. Vol. Sc. Pap. ICCAT, 68(2): 503-518.
- Uosaki, K. 2004. Updated standardized CPUE for albacore caught by Japanese longline in the Atlantic Ocean, 1975-2002. Col. Vol. Sc. Pap. ICCAT, 56(4): 1463-1480.
- Uosaki, K. and Shono, H. 2008. Standardized CPUE for albacore using lognormal and negative binomial models for the Japanese longline in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sc. Pap. ICCAT, 62(3): 911-933.
- Uozumi, Y. 1996a. The historical trend of standardized CPUE for albacore caught by Japanese longline fishery in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sc. Pap. ICCAT, 43: 261- 267.
- Uozumi, Y. 1996b. A historical review of Japanese longline fishery and albacore in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sc. Pap. ICCAT, 43: 163-170.

Table 1. ANOVA for the LN model in bycatch period (1975-2011) in North Atlantic Ocean. Note that target and transition periods are shown in **Appendix 2**.

Source	DF	SS	Mean Sq.	F Value	Pr > F
Model	191	19065.53	99.82	71.82	< .0001
Error	19268	26778.2	1.39		
Corr. Tot.	19459	45843.1			

R-Sq. = 0.416 C.V. = -116.07

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
Y	36	1413.82	39.27	28.26	< .0001
Q	3	784.60	261.53	188.18	< .0001
A	8	6764.03	845.50	608.37	< .0001
G	3	38.16	12.72	9.15	< .0001
Y*Q	108	582.51	5.39	3.88	< .0001
Q*A	24	595.64	24.82	17.86	< .0001
Q*G	9	90.62	10.07	7.25	< .0001

Table 2. Goodness of fit for the NB model for bycatch period (1975-2011) in North Atlantic. Note that target and transition periods are shown in **Appendix 2**.

Source	DF	Chi-square	Pr > Chi
Y	36	590.23	< .0001
Q	3	180.18	< .0001
A	8	2903.25	< .0001
G	3	7.56	0.0560
Y*Q	108	766.70	< .0001
Q*A	24	244.26	< .0001
Q*G	9	87.13	< .0001

Table 3. Standardized CPUE and CV (standard error) for the NB model for north stock in the Atlantic Ocean. CPUEs in target and transition were obtained from Uosaki and Shono (2008), CPUE in bycatch period were updated in this study.

Year	Stand. CPUE	CV	Upper CL	Lower CL
1959	27.459	0.137	35.931	20.985
1960	23.329	0.189	33.796	16.104
1961	19.188	0.281	33.270	11.067
1962	28.380	0.202	42.141	19.113
1963	14.992	0.151	20.139	11.160
1964	14.918	0.084	17.585	12.656
1965	11.043	0.065	12.543	9.722
1966	10.358	0.081	12.134	8.843
1967	10.922	0.086	12.915	9.237
1968	11.144	0.094	13.396	9.271
1969	9.137	0.100	11.117	7.509
1969	10.657	0.093	12.795	8.876
1970	10.501	0.072	12.086	9.125
1971	5.946	0.061	6.700	5.277
1972	2.999	0.093	3.596	2.501
1973	4.135	0.101	5.044	3.391
1974	3.602	0.096	4.347	2.985
1975	3.077	0.082	3.610	2.622
1975	2.595	0.128	3.333	2.020
1976	2.188	0.150	2.935	1.630
1977	1.440	0.161	1.973	1.050
1978	1.215	0.135	1.582	0.933
1979	1.466	0.134	1.907	1.127
1980	1.414	0.120	1.790	1.118
1981	1.456	0.093	1.745	1.214
1982	1.313	0.088	1.559	1.106
1983	1.189	0.125	1.521	0.930
1984	1.025	0.115	1.284	0.819
1985	1.143	0.098	1.386	0.942
1986	0.649	0.115	0.814	0.518
1987	0.472	0.120	0.598	0.373
1988	0.767	0.114	0.959	0.613
1989	0.728	0.079	0.850	0.623
1990	0.563	0.096	0.679	0.467
1991	0.659	0.096	0.795	0.547
1992	0.518	0.096	0.625	0.429
1993	0.506	0.096	0.611	0.419
1994	0.680	0.093	0.817	0.566
1995	0.438	0.089	0.521	0.368
1996	0.386	0.077	0.449	0.332
1997	0.534	0.077	0.621	0.459
1998	0.846	0.074	0.978	0.731
1999	0.489	0.088	0.580	0.411
2000	0.803	0.076	0.931	0.692
2001	1.096	0.077	1.275	0.942
2002	1.165	0.100	1.418	0.958
2003	0.832	0.088	0.988	0.700
2004	0.621	0.081	0.727	0.530
2005	0.849	0.075	0.984	0.732
2006	0.728	0.102	0.889	0.595
2007	0.434	0.114	0.543	0.347
2008	0.449	0.106	0.553	0.365
2009	0.673	0.111	0.836	0.542
2010	1.024	0.107	1.262	0.830
2011	0.684	0.116	0.859	0.544

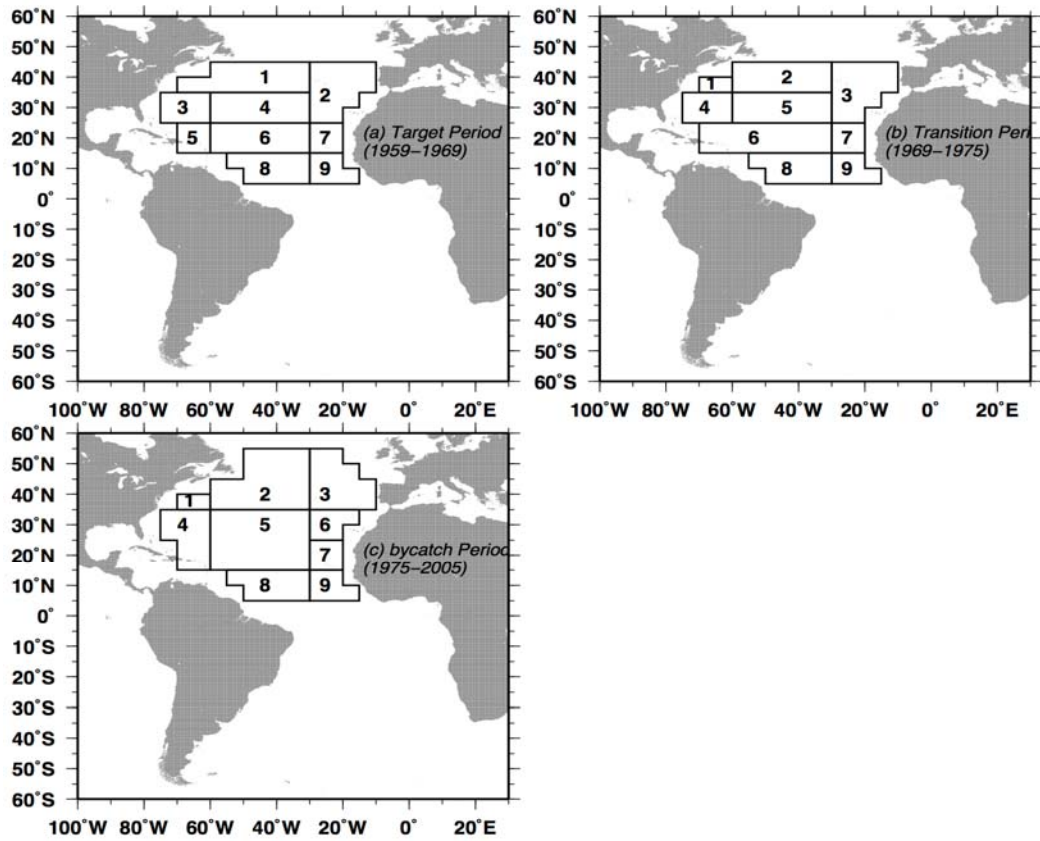


Figure 1. Area and subarea definition for CPUE standardization. (a) Target period (1959-1969), (b) Transition period (1969-1975) and (c) bycatch period (1975-2011).

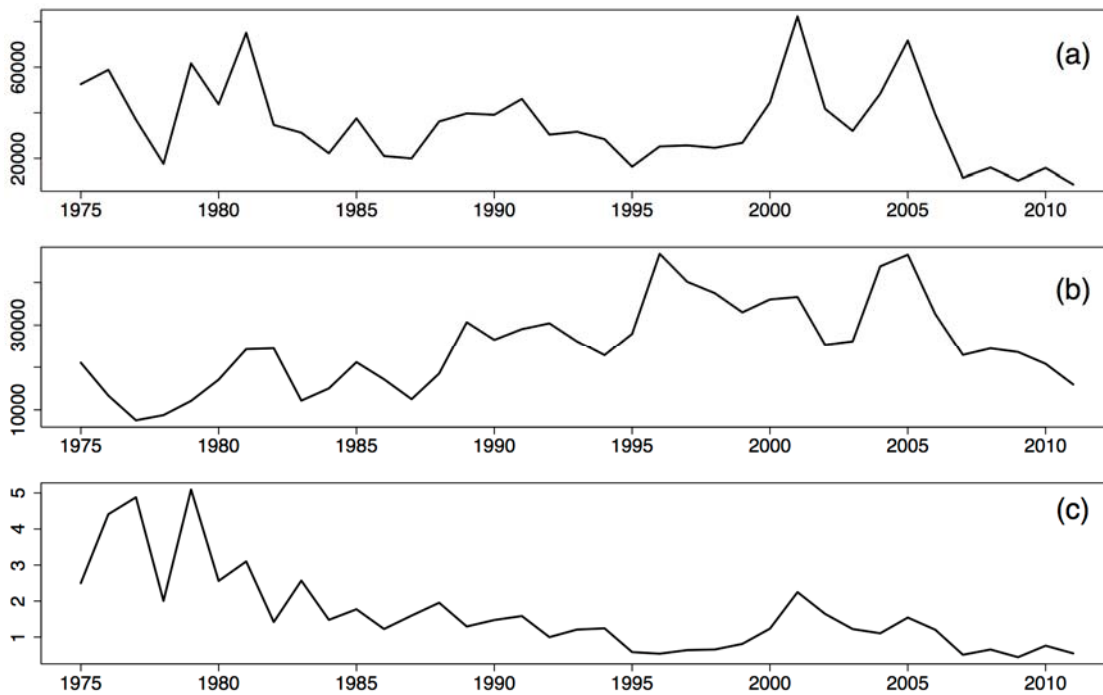


Figure 2. (a) Total number of albacore, (b) Total number of hooks (x 1000) and (c) nominal CPUE. Note that data shown are derived from North Atlantic Ocean during 1975 and 2011.

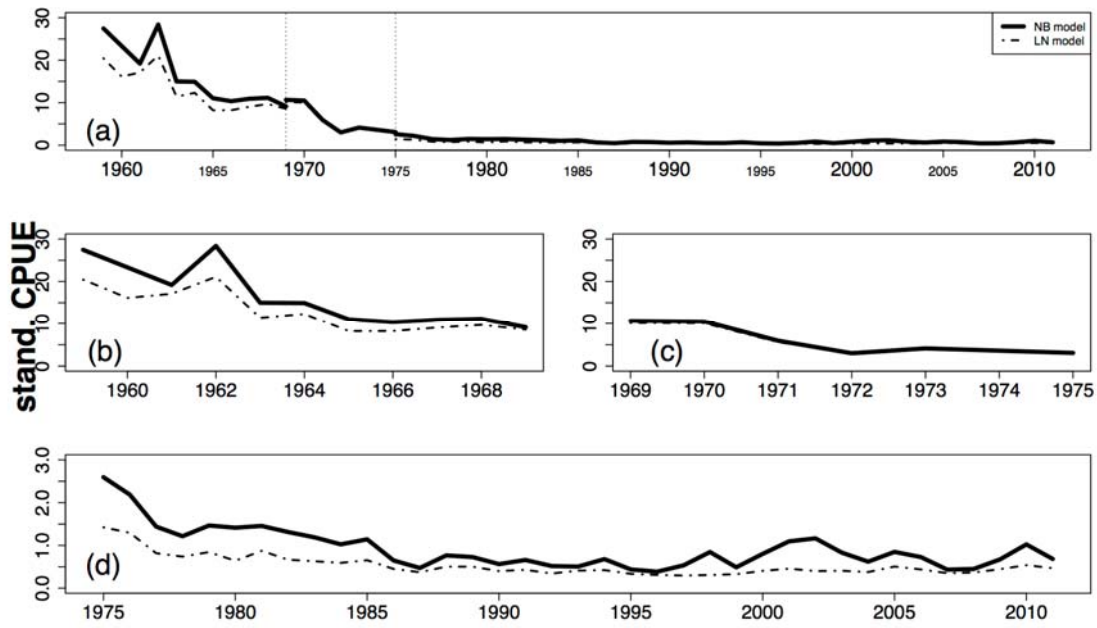


Figure 3. Standardized CPUEs for the LN and NB models for north stock. (a) All time series (1959-2012). (b) Target period (1959-1969), (c) Transition period (1969-1975) and (d) bycatch period (1975-2011).

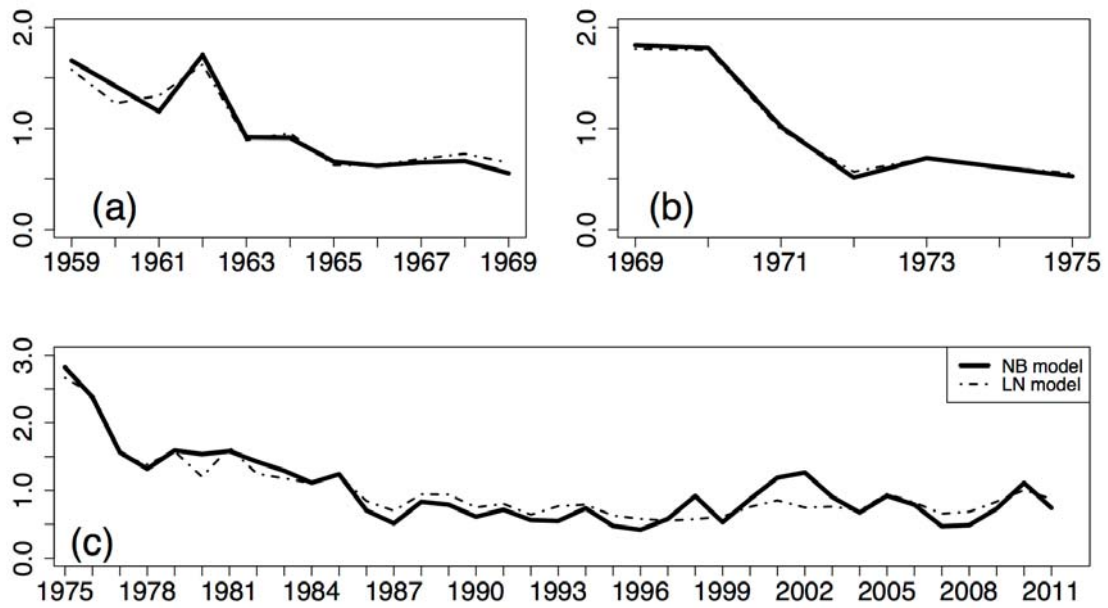


Figure 4. Scaled CPUEs for the LN and NB models for north stock. (a) Target period (1959-1969), (b) Transition period (1969-1975) and (c) bycatch period (1975-2011).

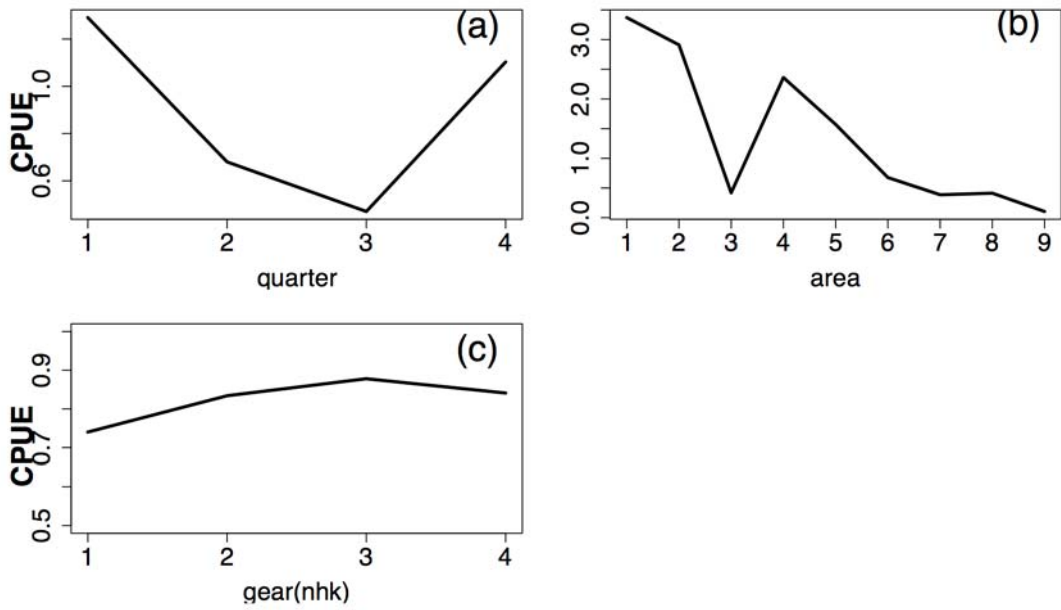


Figure 5. Standardized CPUEs for each explanatory variables in bycatch period (1975-2011). (a) quarter, (b) area and (c) gear (number of hooks between floats; see data and methods)

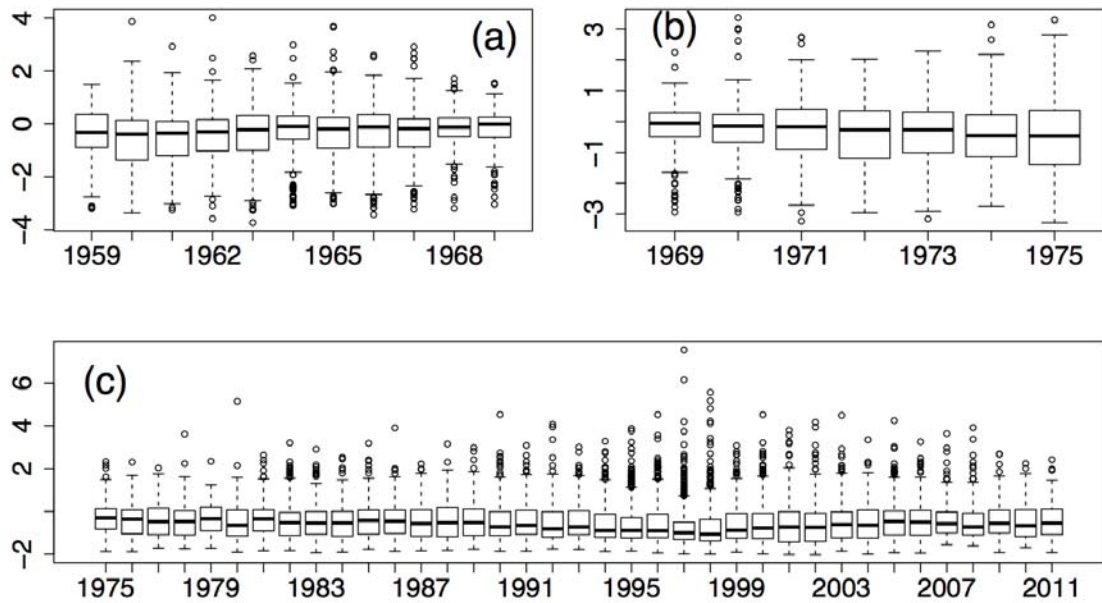


Figure 6. Boxplots of residuals for the NB model for the north stock. (a) Target period (1959-1969), (b) Transition period (1969-1975) and (c) bycatch period (1975-2011). Note that target and transition period was obtained from Uosaki and Shono (2008).

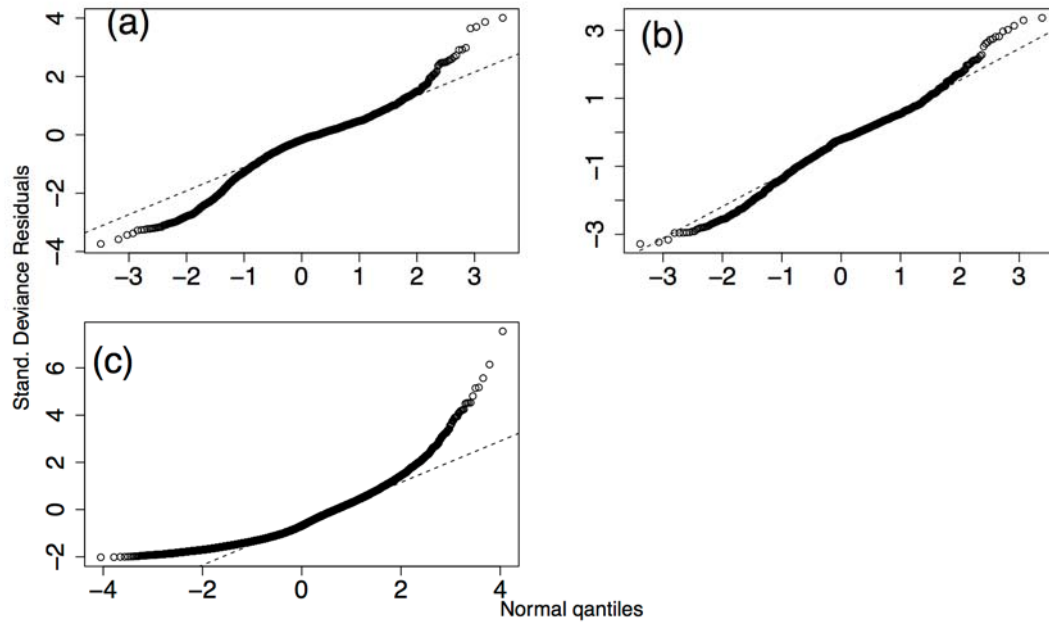


Figure 7. QQ plots of residuals for the NB model for the north stock. (a) Target period (1959-1969), (b) Transition period (1969-1975) and (c) bycatch period (1975-2011). Note that target and transition period was obtained from Uosaki and Shono (2008).

Appendix 1. ANOVA for the LN model for target (1959-69), transition (1969-75) and bycatch (1975-2005) period in north Atlantic, respectively (Uosaki and Shono, 2008).

(a) Target period (1959 – 1969)

Source	DF	SS	Mean Sq.	F Value	Pr > F
Model	75	2749.0	36.65	67.35	< .0001
Error	1973	1073.8	0.54		
Corr. Tot.	2048	3822.8			

R-Sq. = 0.719 C.V. = 33.33

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
Y	10	70.2	7.02	12.90	< .0001
Q	3	40.4	13.46	24.73	< .0001
A	8	1250.1	156.26	287.11	< .0001
Y*Q	30	66.5	2.22	4.07	< .0001
Q*A	24	160.9	6.71	12.32	< .0001

(b) Transition period (1969 – 1975)

Source	DF	SS	Mean Sq.	F Value	Pr > F
Model	59	1898.3	32.17	70.02	< .0001
Error	1341	616.2	0.46		
Corr. Tot.	1400	2514.5			

R-Sq. = 0.755 C.V. = 36.43

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
Y	6	144.0	24.00	52.23	< .0001
Q	3	45.4	15.12	32.91	< .0001
A	8	805.4	100.68	219.11	< .0001
Y*Q	18	14.6	0.81	1.76	0.0249
Q*A	24	85.1	3.55	7.72	< .0001

(c) Bycatch period (1975 – 2005)

Source	DF	SS	Mean Sq.	F Value	Pr > F
Model	167	17029.8	101.98	71.41	< .0001
Error	16679	23819.6	1.43		
Corr. Tot.	16846	40849.5			

R-Sq. = 0.417 C.V. = -120.51

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
Y	30	1296.5	43.22	30.26	< .0001
Q	3	640.4	213.45	149.46	< .0001
A	8	6264.0	783.01	548.28	< .0001
G	3	38.3	12.75	8.93	< .0001
Y*Q	90	502.8	5.59	3.91	< .0001
Q*A	24	548.9	22.87	16.01	< .0001
Q*G	9	63.1	7.01	4.91	< .0001

Appendix 2. Goodness of fit for the NB model for Target (1959-69), Transition (1969-75) bycatch (1975-2005) period in north Atlantic, respectively (Uosaki and Shono, 2008).

(a) Target period (1959 – 1969)

Source	DF	Chi-square	Pr > Chi
Y	10	98.08	< .0001
Q	3	61.98	< .0001
A	8	933.66	< .0001
Y*Q	30	86.16	< .0001
Q*A	24	232.32	< .0001

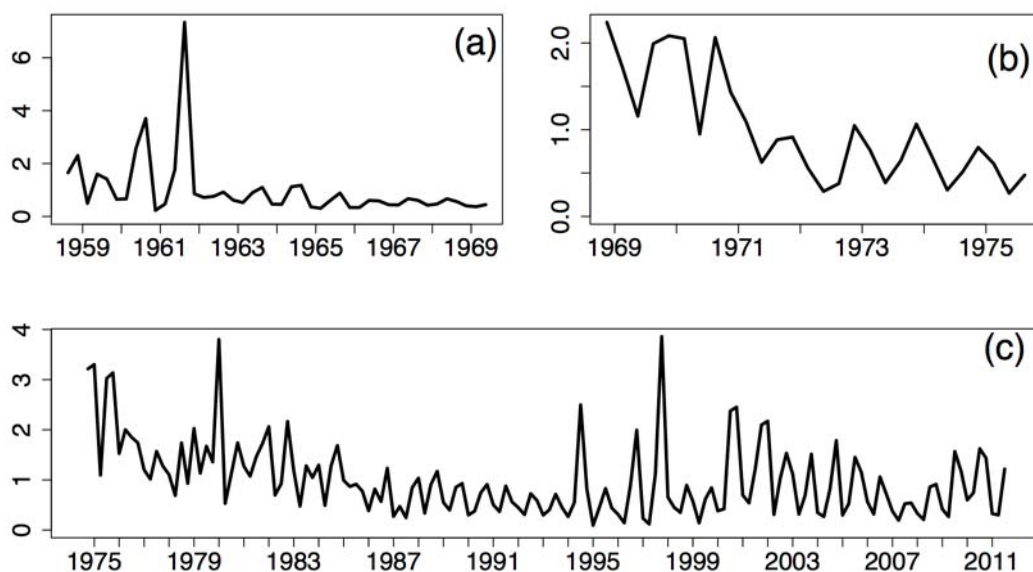
(b) Transition period (1969 – 1975)

Source	DF	Chi-square	Pr > Chi
Y	6	214.68	< .0001
Q	3	63.69	< .0001
A	8	789.95	< .0001
Y*Q	18	13.62	0.7534
Q*A	24	101.47	< .0001

(c) Bycatch period (1975 – 2005)

Source	DF	Chi-square	Pr > Chi
Y	30	523.97	< .0001
Q	3	151.60	< .0001
A	8	2403.66	< .0001
G	3	4.09	0.2517
Y*Q	90	681.06	< .0001
Q*A	24	226.86	< .0001
Q*G	9	65.43	< .0001

Appendix 3. Scaled quarterly CPUEs for the NB models for north stock. (a) Target period (1959-1969), (b) Transition period (1969-1975) and (c) bycatch period (1975-2011). Note that target and transition period was obtained from Uosaki and Shono (2008).



Appendix 4. Standardized quarterly CPUEs and CV (standard error) for the NB model for north stock in the Atlantic Ocean. CPUEs in target and transition were obtained from Uosaki and Shono (2008), CPUE in bycatch period was updated in this study.

(a) Target period (1959 – 1969)

Year	quarter	Stand. CPUE	CV	Upper CL	Lower CL
1959	1	34.426	0.358	69.428	17.070
1959	2	48.034	0.276	82.570	27.943
1959	3	10.300	0.195	15.082	7.033
1959	4	33.381	0.242	53.673	20.761
1960	1	29.509	0.622	99.885	8.718
1960	2	13.512	0.260	22.480	8.122
1960	3	13.817	0.184	19.809	9.637
1960	4	53.775	0.290	94.861	30.483
1961	1	77.185	1.038	590.329	10.092
1961	2	4.794	0.256	7.919	2.902
1961	3	9.911	0.186	14.278	6.879
1961	4	36.962	0.289	65.153	20.969
1962	1	153.101	0.741	653.974	35.842
1962	2	17.866	0.191	25.968	12.292
1962	3	14.924	0.138	19.571	11.381
1962	4	15.893	0.216	24.251	10.416
1963	1	19.179	0.541	55.344	6.646
1963	2	12.857	0.140	16.923	9.768
1963	3	10.917	0.122	13.863	8.597
1963	4	18.761	0.189	27.189	12.946
1964	1	22.904	0.241	36.725	14.284
1964	2	9.671	0.111	12.009	7.788
1964	3	9.549	0.105	11.731	7.773
1964	4	23.420	0.178	33.165	16.539
1965	1	24.537	0.157	33.405	18.024
1965	2	7.504	0.094	9.029	6.236
1965	3	6.405	0.104	7.856	5.222
1965	4	12.611	0.152	16.982	9.366
1966	1	18.488	0.182	26.402	12.946
1966	2	7.017	0.113	8.752	5.627
1966	3	7.013	0.132	9.088	5.412
1966	4	12.657	0.202	18.820	8.512
1967	1	12.246	0.204	18.255	8.215
1967	2	9.222	0.138	12.093	7.032
1967	3	9.012	0.138	11.802	6.882
1967	4	13.984	0.193	20.425	9.574
1968	1	12.788	0.223	19.810	8.255
1968	2	8.830	0.131	11.411	6.833
1968	3	9.815	0.146	13.069	7.371
1968	4	13.917	0.230	21.826	8.874
1969	1	11.734	0.228	18.327	7.513
1969	2	8.315	0.144	11.025	6.272
1969	3	7.669	0.141	10.110	5.817
1969	4	9.313	0.260	15.515	5.590

Appendix 4. (Continued).

(b) Transition period (1969 – 1975)

Year	quarter	Stand. CPUE	CV	Upper CL	Lower CL
1969	1	13.818	0.188	19.959	9.567
1969	2	10.624	0.145	14.116	7.996
1969	3	7.144	0.140	9.398	5.431
1969	4	12.296	0.252	20.146	7.505
1970	1	12.858	0.170	17.932	9.220
1970	2	12.662	0.119	15.988	10.028
1970	3	5.863	0.124	7.476	4.598
1970	4	12.741	0.155	17.260	9.405
1971	1	8.840	0.114	11.053	7.070
1971	2	6.732	0.102	8.216	5.515
1971	3	3.853	0.136	5.028	2.952
1971	4	5.454	0.133	7.072	4.207
1972	1	5.651	0.124	7.207	4.431
1972	2	3.432	0.156	4.662	2.526
1972	3	1.779	0.180	2.533	1.250
1972	4	2.343	0.255	3.860	1.422
1973	1	6.467	0.166	8.945	4.675
1973	2	4.739	0.207	7.106	3.160
1973	3	2.400	0.250	3.917	1.470
1973	4	3.977	0.178	5.633	2.808
1974	1	6.572	0.204	9.803	4.406
1974	2	4.278	0.227	6.673	2.743
1974	3	1.881	0.148	2.515	1.407
1974	4	3.184	0.179	4.522	2.242
1975	1	4.915	0.155	6.657	3.628
1975	2	3.759	0.155	5.096	2.773
1975	3	1.649	0.154	2.229	1.219
1975	4	2.942	0.187	4.243	2.040

Appendix 4. (Continued).

(c) Bycatch period (1975 – 2011)

Year	quarter	Stand. CPUE	CV	Upper CL	Lower CL
1975	1	3.427	0.229	5.390	2.179
1975	2	3.520	0.233	5.571	2.224
1975	3	1.166	0.235	1.855	0.733
1975	4	3.225	0.315	6.003	1.732
1976	1	3.343	0.303	6.076	1.839
1976	2	1.628	0.250	2.665	0.995
1976	3	2.133	0.231	3.365	1.353
1976	4	1.972	0.391	4.265	0.912
1977	1	1.853	0.321	3.493	0.983
1977	2	1.279	0.332	2.458	0.665
1977	3	1.083	0.315	2.017	0.581
1977	4	1.673	0.318	3.135	0.893
1978	1	1.362	0.258	2.267	0.818
1978	2	1.177	0.243	1.898	0.729
1978	3	0.733	0.267	1.244	0.433
1978	4	1.852	0.306	3.390	1.012
1979	1	0.991	0.230	1.562	0.629
1979	2	2.161	0.262	3.624	1.288
1979	3	1.208	0.284	2.116	0.690
1979	4	1.783	0.293	3.182	0.999
1980	1	1.447	0.277	2.498	0.838
1980	2	4.052	0.280	7.043	2.332
1980	3	0.566	0.195	0.832	0.385
1980	4	1.206	0.195	1.771	0.821
1981	1	1.855	0.202	2.764	1.245
1981	2	1.356	0.198	2.002	0.918
1981	3	1.144	0.179	1.631	0.802
1981	4	1.562	0.158	2.134	1.143
1982	1	1.844	0.184	2.656	1.281
1982	2	2.198	0.182	3.146	1.536
1982	3	0.743	0.177	1.054	0.524
1982	4	0.988	0.156	1.343	0.726
1983	1	2.309	0.205	3.464	1.540
1983	2	1.259	0.265	2.124	0.746
1983	3	0.505	0.253	0.831	0.306
1983	4	1.365	0.274	2.344	0.794
1984	1	1.114	0.207	1.677	0.740
1984	2	1.380	0.207	2.075	0.917
1984	3	0.524	0.256	0.869	0.316
1984	4	1.372	0.245	2.224	0.846
1985	1	1.797	0.224	2.798	1.154
1985	2	1.055	0.194	1.547	0.719
1985	3	0.924	0.204	1.381	0.618
1985	4	0.974	0.161	1.337	0.709
1986	1	0.827	0.201	1.230	0.556
1986	2	0.408	0.258	0.678	0.245
1986	3	0.871	0.255	1.439	0.527
1986	4	0.605	0.203	0.902	0.405
1987	1	1.315	0.214	2.005	0.863
1987	2	0.289	0.302	0.524	0.159
1987	3	0.502	0.216	0.768	0.328
1987	4	0.261	0.221	0.403	0.169

Appendix 4. (Continued).

(c) (Continued).

Year	quarter	Stand. CPUE	CV	Upper CL	Lower CL
1988	1	0.903	0.199	1.337	0.610
1988	2	1.103	0.284	1.933	0.630
1988	3	0.358	0.235	0.570	0.226
1988	4	0.969	0.180	1.383	0.679
1989	1	1.248	0.141	1.649	0.944
1989	2	0.586	0.181	0.839	0.410
1989	3	0.422	0.171	0.592	0.301
1989	4	0.908	0.138	1.191	0.692
1990	1	0.990	0.149	1.329	0.737
1990	2	0.318	0.225	0.496	0.204
1990	3	0.401	0.217	0.615	0.262
1990	4	0.795	0.165	1.101	0.574
1991	1	0.969	0.163	1.336	0.702
1991	2	0.535	0.238	0.856	0.334
1991	3	0.390	0.188	0.565	0.269
1991	4	0.936	0.167	1.301	0.673
1992	1	0.598	0.155	0.813	0.440
1992	2	0.477	0.246	0.775	0.293
1992	3	0.326	0.186	0.471	0.226
1992	4	0.773	0.171	1.083	0.552
1993	1	0.628	0.159	0.860	0.458
1993	2	0.317	0.216	0.486	0.207
1993	3	0.430	0.198	0.635	0.292
1993	4	0.762	0.195	1.120	0.518
1994	1	0.483	0.182	0.692	0.337
1994	2	0.283	0.223	0.440	0.182
1994	3	0.587	0.177	0.833	0.414
1994	4	2.662	0.159	3.646	1.943
1995	1	0.870	0.171	1.220	0.621
1995	2	0.100	0.204	0.150	0.067
1995	3	0.476	0.188	0.690	0.329
1995	4	0.884	0.142	1.170	0.667
1996	1	0.467	0.169	0.651	0.335
1996	2	0.332	0.170	0.465	0.238
1996	3	0.150	0.146	0.200	0.112
1996	4	0.959	0.125	1.229	0.748
1997	1	2.125	0.144	2.826	1.598
1997	2	0.249	0.157	0.341	0.182
1997	3	0.127	0.181	0.182	0.089
1997	4	1.204	0.131	1.562	0.928
1998	1	4.115	0.132	5.344	3.168
1998	2	0.696	0.167	0.966	0.501
1998	3	0.480	0.168	0.669	0.345
1998	4	0.373	0.121	0.473	0.293
1999	1	0.952	0.133	1.237	0.733
1999	2	0.610	0.180	0.870	0.428
1999	3	0.149	0.225	0.233	0.096
1999	4	0.658	0.152	0.889	0.487

Appendix 4. (Continued).

(c) (Continued).

Year	quarter	Stand. CPUE	CV	Upper CL	Lower CL
2000	1	0.898	0.132	1.165	0.692
2000	2	0.406	0.154	0.550	0.300
2000	3	0.449	0.166	0.624	0.324
2000	4	2.532	0.153	3.424	1.873
2001	1	2.613	0.124	3.335	2.047
2001	2	0.741	0.164	1.025	0.536
2001	3	0.575	0.182	0.824	0.401
2001	4	1.296	0.141	1.712	0.980
2002	1	2.233	0.123	2.846	1.752
2002	2	2.315	0.190	3.369	1.591
2002	3	0.327	0.293	0.583	0.183
2002	4	1.091	0.154	1.479	0.805
2003	1	1.633	0.140	2.154	1.238
2003	2	1.192	0.182	1.708	0.833
2003	3	0.334	0.211	0.506	0.220
2003	4	0.736	0.164	1.016	0.533
2004	1	1.614	0.124	2.060	1.265
2004	2	0.368	0.159	0.503	0.269
2004	3	0.284	0.209	0.429	0.188
2004	4	0.880	0.141	1.162	0.666
2005	1	1.903	0.113	2.379	1.522
2005	2	0.315	0.155	0.427	0.232
2005	3	0.560	0.182	0.803	0.390
2005	4	1.548	0.143	2.059	1.164
2006	1	1.233	0.121	1.567	0.971
2006	2	0.599	0.180	0.853	0.420
2006	3	0.336	0.270	0.571	0.198
2006	4	1.130	0.218	1.737	0.735
2007	1	0.771	0.168	1.072	0.554
2007	2	0.400	0.242	0.645	0.248
2007	3	0.205	0.259	0.346	0.122
2007	4	0.559	0.236	0.894	0.350
2008	1	0.575	0.189	0.575	0.575
2008	2	0.352	0.208	0.352	0.352
2008	3	0.220	0.224	0.220	0.220
2008	4	0.915	0.225	0.915	0.915
2009	1	0.972	0.209	0.972	0.972
2009	2	0.444	0.230	0.444	0.444
2009	3	0.284	0.246	0.284	0.284
2009	4	1.671	0.199	1.671	1.671
2010	1	1.255	0.179	1.255	1.255
2010	2	0.638	0.212	0.638	0.638
2010	3	0.793	0.230	0.793	0.793
2010	4	1.730	0.230	1.730	1.730
2011	1	1.532	0.202	1.532	1.532
2011	2	0.346	0.256	0.346	0.346
2011	3	0.319	0.242	0.319	0.319
2011	4	1.296	0.229	1.296	1.296

REVIEW OF THE JAPANESE LONGLINE FISHERY AND ITS ALBACORE CATCH IN THE ATLANTIC OCEAN

Takayuki Matsumoto¹

SUMMARY

Status of effort, albacore catch, CPUE and body size was summarized for the Japanese longline fishery operating in the Atlantic Ocean including recent trends. Japanese longline vessels targeted albacore around the 1960s. Albacore became non-target after that, but the proportion of albacore is slightly increasing in recent years. Fishing effort fluctuated and it is decreasing in recent years. Albacore catch was high in the mid-1960s, sharply decreased during late 1960s and early 1970s, and kept in a low level after that. In the early period, the effort was deployed mainly in the tropical area, and then expanded to the subtropical and temperate areas. During 1960s albacore was main component of the catch in the subtropical and temperate areas. Size data of albacore has been collected from on-board measurement and observer program. Changes in fish size by season and area were observed, and the fish in the tropical and subtropical areas were usually larger than those in the temperate area.

RÉSUMÉ

L'état de l'effort, de la prise du germon, de la CPUE et de la taille des spécimens, y compris les tendances récentes, a été résumé pour la pêcherie palangrière japonaise opérant dans l'océan Atlantique. Les palangriers japonais ciblaient le germon dans les années 60. Le germon est ensuite devenu une espèce non ciblée, mais la proportion du germon a connu une légère augmentation au cours des dernières années. L'effort de pêche a fluctué et connaît une tendance à la baisse ces dernières années. Les prises de germon étaient élevées au milieu des années 60, ont fortement diminué à la fin des années 60 et au début des années 70, et sont ensuite restées faibles. Au début de la période, l'effort se concentrait principalement dans la zone tropicale et s'est ensuite étendu aux zones subtropicales et tempérées. Pendant les années 60, le germon composait l'essentiel de la capture réalisée dans les zones subtropicales et tempérées. Les données de taille du germon proviennent des données de mesures prises à bord et du programme d'observateurs. Des changements de la taille du poisson par saison et zone ont été observés, et les poissons des zones tropicales et subtropicales étaient normalement plus grands que ceux des zones tempérées.

RESUMEN

Se resumen el estado del esfuerzo, la captura de atún blanco, la CPUE y la talla de los peces de la pesquería de palangre japonesa que opera en el océano Atlántico, incluidas las tendencias recientes. Los palangreros japoneses se dirigieron al atún blanco en los años sesenta. Posteriormente el atún blanco ya no fue especie objetivo, pero la proporción de atún blanco ha aumentado ligeramente en años recientes. El esfuerzo pesquero ha fluctuado y está descendiendo en años recientes. La captura de atún blanco era elevada a mediados de los 60, descendió abruptamente a finales de los 60 y principios de los 70 y se mantuvo en un nivel bajo después de eso. En el primer periodo, el esfuerzo se desplegaba principalmente en la zona tropical, y posteriormente se expandió a zonas subtropicales y templadas. Durante los 60, el atún blanco era el principal componente de la captura en las zonas subtropicales y templadas. Se han recopilado datos de talla de atún blanco a través de programas de observadores y de mediciones a bordo. Se han observado cambios en la talla de los peces según la temporada y la zona, y los peces de las zonas tropical y subtropical eran por lo general más grandes que los de la zona templada.

¹ National Research Institute of Far Seas Fisheries, 7-1, Orido 5-chome, Shimizu, Shizuoka, 424-8633, Japan.

KEYWORDS

Catch/effort, longline, CPUE, size composition, albacore

1 Introduction

Longline is the only tuna-fishing gear deployed by Japan at present in the Atlantic Ocean. Other two types of fishery, baitboat and purse seine fisheries, stopped fishing in the Atlantic in 1984 and 1992, respectively (Anonymous, 2012).

Regarding Japanese longline fishery operating in the Atlantic, several regulations have been implemented. Currently, catch quotas for Atlantic bluefin tuna, swordfish, blue marlin, white marlin and bigeye tuna are set by Fisheries Agency of Japan. Regulation of Atlantic bluefin catch has been implemented since 1982. The numbers of Japanese tuna longline vessels authorized to fish for bluefin tuna in the western Atlantic and in the eastern Atlantic including the Mediterranean have been limited to 5 and 22 vessels, respectively, in 2011 fishing year and 5 and 20 vessels in 2012 fishing year (Anonymous, 2012). TAC of bigeye tuna for several countries including Japan has been implemented since 2005.

In this document, historical and spatial changes of albacore catch, CPUE and the fishing effort by Japanese longline fishery are described in conjunction with the catches of the other tunas and tuna-like species. In addition, length frequency of albacore caught by the longline is shown to see general information of the fish caught. This document is also aimed to provide information for understanding standardized albacore CPUE by Japanese longline fishery.

2 Data source

In order to count number of hooks and catches in number of tunas and billfishes, basic data used here is the logbook database that have been compiled at National Research Institute of Far Seas Fisheries (NRIFSF) based on the logbook mandatory submitted by the fishermen of the longline vessels larger than 20 gross ton (GRT). The data are so-called “raised” data, which is aggregated by month and 5°x5° block, and then expanded with coverage rate of the logbook. The basic data is available for 1952-2012. Data for 2012 are very preliminary. Regarding catch in weight, ICCAT Task I database was used.

There were several sources of size data for albacore, i.e. onboard measurement by training vessels and commercial vessels by crew members or scientific observers. The data were collected and compiled at NRIFSF and are available for 1965-2011.

3 Trend of catch and effort

Table 1 and **Figure 1** show the trend in the albacore catch in weight by ICCAT albacore assessment area. Japanese longline fishery in the Atlantic Ocean started in 1956. Albacore catch sharply increased between mid-1950s and mid-1960s, peaked in 1965 (42,634mt), sharply decreased until early 1970s, and kept in a low level (usually less than 1,500mt) after that. It is slightly increasing with fluctuation after 1998. During early period albacore was mainly caught in the south area (south of 5°N). After around 1970 the proportion of catch in the north area was usually dominant, but it has become low since 2008.

Table 2 and **Figure 2** show annual trend of the catch for each species as well as effort (number of hooks) and nominal CPUE of albacore (only in the **Figure 2**), and the number of albacore measured (only in the **Table 2**). After the beginning of the exploitation by longline fishery in the Atlantic ocean, annual fishing effort increased until 1965, sharply decreased after that, began to increase again around 1970, peaked in 1996 (123 million hooks), and then decreased with fluctuation. Main reason of the decrease after 1990s is probably because of decrease in the number of distant water longline vessels.

Figure 3 shows geographical distribution of effort (number of hooks), albacore catch and CPUE by decade, and **Figure 4** shows geographical distribution of species composition of the catch by decade. **Figure 5** and **Figure 6** show recent annual trend for each distribution. The longline fishery commenced in 1950s in the equatorial waters in the Atlantic Ocean. The main component of the catch was yellowfin tuna (**Figure 2b, c, Figure 4**).

In the 1960s, the effort expanded to temperate area. In this period, the total catch of five species of tunas combined, i.e., yellowfin, albacore, bluefin, southern bluefin and bigeye tunas was historical highest, and species-specific catches were also the highest for yellowfin, albacore and bluefin tunas (**Figure 2b**). Albacore was main component of the catch in the temperate and subtropical areas, which accounted for more or less 50% of entire catch in number for tunas and billfishes. Albacore CPUE was high, more or less 20 fish per 1000 hooks.

In the period from the late 1960s to the late 1970s, the effort decreased to about 30-60 million hooks, about 50% of the first peak year of 1965 (**Figure 2a**). In this period, catch of yellowfin and albacore drastically decreased compared to that in the previous period (**Figure 2b**). This decrease is probably due to decrease in total effort and shift of the effort to the fishing grounds for bigeye, bluefin and southern bluefin tuna.

In the period from the late 1970s to the mid-1990s, the effort increased again and reached to historical high (123 million hooks) in 1996 (**Figure 2a**). This increase was seen both in the tropical and temperate areas, targeting bigeye tuna and bluefin tuna, respectively. Main component of the catch was bigeye tuna in this period, which was mainly caught in the eastern part of tropical area. The proportion of albacore in the catch was more or less 10%.

In the period after mid 1990s, the effort decreased (**Figure 2a**), and total catch also decreased (**Figure 2b**). Albacore catch was constant with fluctuation (more or less 100 thousand fish, 1000mt) during this period. However, albacore catch and CPUE as well as the proportion of albacore in the catch has been slightly increasing with fluctuation. Catch in number, proportion in the catch and nominal CPUE of albacore in 2012 were highest in the last 40 years, although data for 2012 are preliminary. Increase in the proportion of albacore was mainly induced by the decrease of bigeye tuna catch. High albacore catch and CPUE were observed mainly in the temperate area of south Atlantic, where albacore was main component of the catch (**Figure 5, Figure 6**).

4 Size data

The number of measurement for albacore caught by the longline vessel is shown in **Table 2**. The annual number of samples largely differ depending of years; was 800 to 8,000 individuals in the period during 1967-1974, roughly 5,000 to 10,000 during 1975-1981, and was usually less than 5,000 from 1990 onward. On-board measurements by training and commercial longline vessels had been main data source. Scientific observers have been measuring fish since 1997, and some of the data are under compilation. Area stratification to compute the area-specific sample number of the measurement is shown in **Figure 7**, which corresponds to ICCAT albacore sampling area.

Figure 8 shows length distribution of albacore for 1965-2011 stratified by decade, area and quarter. The fish mostly ranged between 75 and 110cm until 1990s, and average size became larger after 2000s. This is probably because the proportion of Areas 2 and 3, in which larger fish dominate, increased. The length were distributed between roughly 80 cm 115 cm in the tropical area (Areas 2 and 3), but the length between roughly 70 cm and 110 cm in the temperate area (Areas 1 and 4). The difference of fish size among quarters was small, but the fish were slightly larger in the first quarter and smaller in the second quarter.

Figure 9 shows length distribution of albacore for 1965-2011 stratified by quarter and area. In area 1, seasonal change in fish size was small, but the proportion of smaller fish between 65cm and 80cm were higher than the other quarters. In area 2, the fish in the first quarter was slightly smaller than the other quarters. On the other hand the fish in the third quarter was smaller than other quarters in area 3. In area 4, the fish in the first quarter was larger than the other quarters.

References

Anonymous. 2012. ANNUAL REPORT OF JAPAN. ICCAT ANN-022/2012, 17pp.

Table 1. Albacore catch in weight (mt) caught by Japanese longline fishery. North: north of 5°N, south: south of 5°N, MED: Mediterranean. Data source: ICCAT database.

Year	North	South	Med	Total
1956	2	21		23
1957	135	725		860
1958	945	1,047		1,992
1959	599	3,015		3,614
1960	1,131	8,673		9,804
1961	380	8,893		9,273
1962	5,716	16,422		22,138
1963	14,633	15,104		29,737
1964	15,713	23,738		39,451
1965	14,325	28,309		42,634
1966	5,860	21,023		26,883
1967	4,771	7,719		12,490
1968	3,306	11,857		15,163
1969	4,717	6,331		11,048
1970	5,875	5,898		11,773
1971	6,472	3,218		9,690
1972	1,319	2,087	1	3,407
1973	1,467	277		1,744
1974	2,059	109		2,168
1975	1,331	306		1,637
1976	1,345	73	1	1,419
1977	825	105		930
1978	531	135		666
1979	1,219	105		1,324
1980	1,036	333		1,369
1981	1,740	558		2,298
1982	781	569		1,350
1983	1,156	162		1,318
1984	576	224		800
1985	844	623		1,467
1986	470	739		1,209
1987	494	357		851
1988	723	405		1,128
1989	764	450		1,214
1990	737	587		1,324
1991	691	654		1,345
1992	466	583		1,049
1993	485	467		952
1994	505	651		1,156
1995	386	389		775
1996	466	435		901
1997	414	424		838
1998	446	418		864
1999	425	601		1,026
2000	688	554		1,242
2001	1,126	341		1,467
2002	711	231		942
2003	680	322		1,002
2004	893	509		1,402
2005	1,336	312		1,648
2006	781	316		1,097
2007	288	238		527
2008	402	1,370		1,772
2009	288	921		1,210
2010	525	973		1,498
2011	494	1,194		1,688

Table 2. Annual fishing effort (number of hooks) for the Japanese longline fishery and its catch in number by species and number of albacore measured.

	#of hook (thousand)	Catch in number (thousand)										#measured ALB	
		BFT	SBT	ALB	BET	YFT	SWO	STM	BUM	BKM	SLF*		LBS**
1956	131	0	0	1	0	12	0	0	1	0	0		
1957	3,376	0	0	32	9	259	1	1	9	0	3		
1958	8,001	0	0	100	15	746	1	1	10	0	4		
1959	15,312	3	0	357	45	1,098	2	7	23	0	6		
1960	20,727	7	0	452	71	1,159	3	11	27	0	12		
1961	26,743	4	0	431	246	981	11	39	43	1	28		
1962	55,128	54	0	1,108	371	991	20	115	112	1	69		
1963	55,068	67	0	1,134	286	886	24	88	96	1	51		
1964	85,093	63	0	2,134	344	879	31	164	84	0	129		
1965	99,632	60	0	1,769	650	929	44	135	46	0	339		13,767
1966	56,225	29	0	1,586	232	395	22	106	22	1	217		21,080
1967	33,907	5	0	688	181	373	16	64	13	1	239		1,665
1968	34,373	2	7	917	205	290	18	66	14	1	307		7,834
1969	31,317	1	32	390	264	248	58	33	15	0	121		7,412
1970	44,721	1	132	811	189	192	60	39	13	1	235		823
1971	58,092	8	39	552	395	294	30	53	20	0	130		3,538
1972	46,953	3	80	211	347	166	34	26	7	0	96		4,652
1973	37,625	8	47	109	392	110	22	17	6	0	100		5,240
1974	40,048	45	45	133	458	101	26	17	5	0	93		2,334
1975	59,691	40	19	115	449	116	32	17	9	0	69		9,759
1976	33,528	40	19	93	171	104	15	17	4	0	34		15,869
1977	33,043	43	81	59	190	42	15	4	2	0	32		9,268
1978	45,462	23	125	44	210	57	16	2	1	0	33		7,368
1979	55,648	25	154	88	271	63	17	3	1	0	12		15,008
1980	59,854	33	54	94	455	70	38	4	3	0	3		11,424
1981	72,002	40	40	154	472	112	39	6	5	0	5		11,257
1982	77,371	23	18	104	704	138	66	6	12	0	25		7,260
1983	44,017	27	10	84	352	54	32	3	5	0	6		6,794
1984	64,779	24	33	52	524	92	63	3	8	0	6		3,608
1985	72,525	29	26	90	676	125	73	5	11	0	6		3,848
1986	54,280	15	6	82	500	83	44	4	5	0	5		4,459
1987	45,494	21	17	52	405	84	38	4	4	0	2		4,267
1988	68,443	25	8	70	681	143	69	5	8	0	4		11,913
1989	91,474	12	9	73	861	173	89	6	16	0	8		9,319
1990	96,739	20	19	81	765	146	101	5	12	0	4		2,578
1991	91,222	26	26	84	654	114	69	5	9	0	5		3,396
1992	78,796	25	6	63	586	65	49	4	7	0	2		1,634
1993	108,042	26	40	65	856	92	81	4	11	0	4		1,685
1994	99,789	26	9	81	731	118	72	3	13	0	2	2	1,349
1995	101,215	42	26	52	630	125	54	2	12	0	2	2	281
1996	122,520	32	19	59	681	120	59	4	15	0	2	2	479
1997	108,844	29	4	58	609	91	42	2	12	0	2	2	1,974
1998	105,194	26	15	70	551	140	40	2	9	0	2	2	1,785
1999	90,806	30	17	80	516	84	31	1	7	0	1	2	1,454
2000	97,752	27	22	96	569	112	15	3	8	0	2	2	2,402
2001	77,091	24	7	113	403	69	10	1	3	0	0	1	1,496
2002	68,182	26	22	69	323	53	12	1	2	0	1	1	1,622
2003	93,662	26	35	60	417	78	15	1	4	0	2	3	1,050
2004	94,852	23	1	96	387	134	20	1	5	0	4	4	1,921
2005	84,462	31	6	109	312	89	18	1	4	0	4	5	2,949
2006	74,422	33	4	77	355	106	27	2	5	0	3	4	724
2007	75,867	26	0	38	344	250	45	1	9	0	7	3	1,781
2008	85,238	32	14	140	321	163	38	1	10	0	11	4	3,008
2009	66,051	18	4	72	321	136	32	2	8	0	6	4	1,136
2010	66,252	11	2	109	330	136	35	2	8	0	7	5	1,398
2011	55,299	13	4	113	263	125	23	1	4	0	7	2	795
2012	64,097	19	8	329	416	187	24	3	6	0	9	6	-

*Sailfish+ spearfish until 1993, **spearfish species, no data is available until 1993

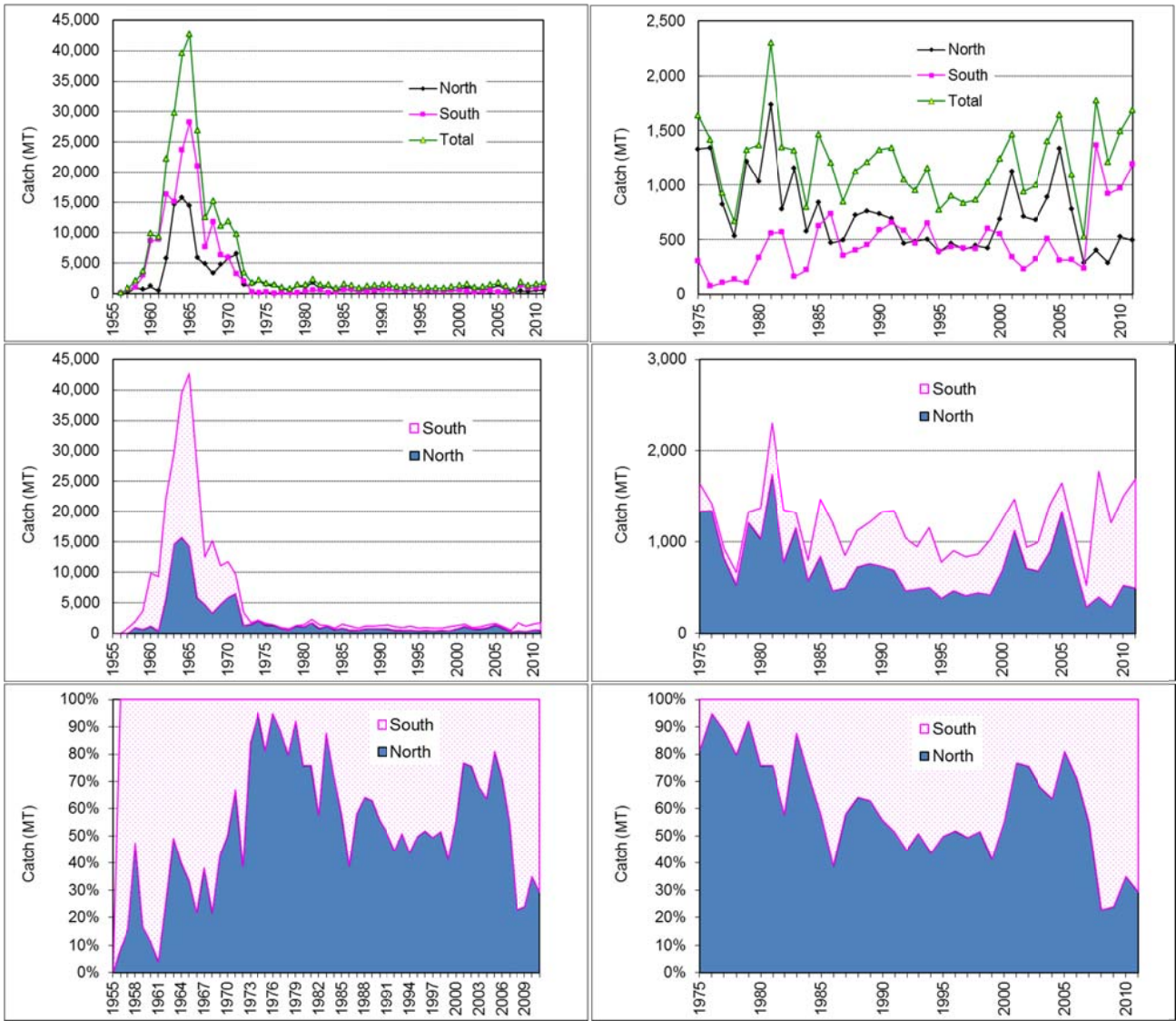


Figure 1. Amount of albacore catch in weight by Japanese longline fishery. Right panels indicate trend from 1975 onward. North: north of 5°N, south: south of 5°N. Data source: ICCAT database.

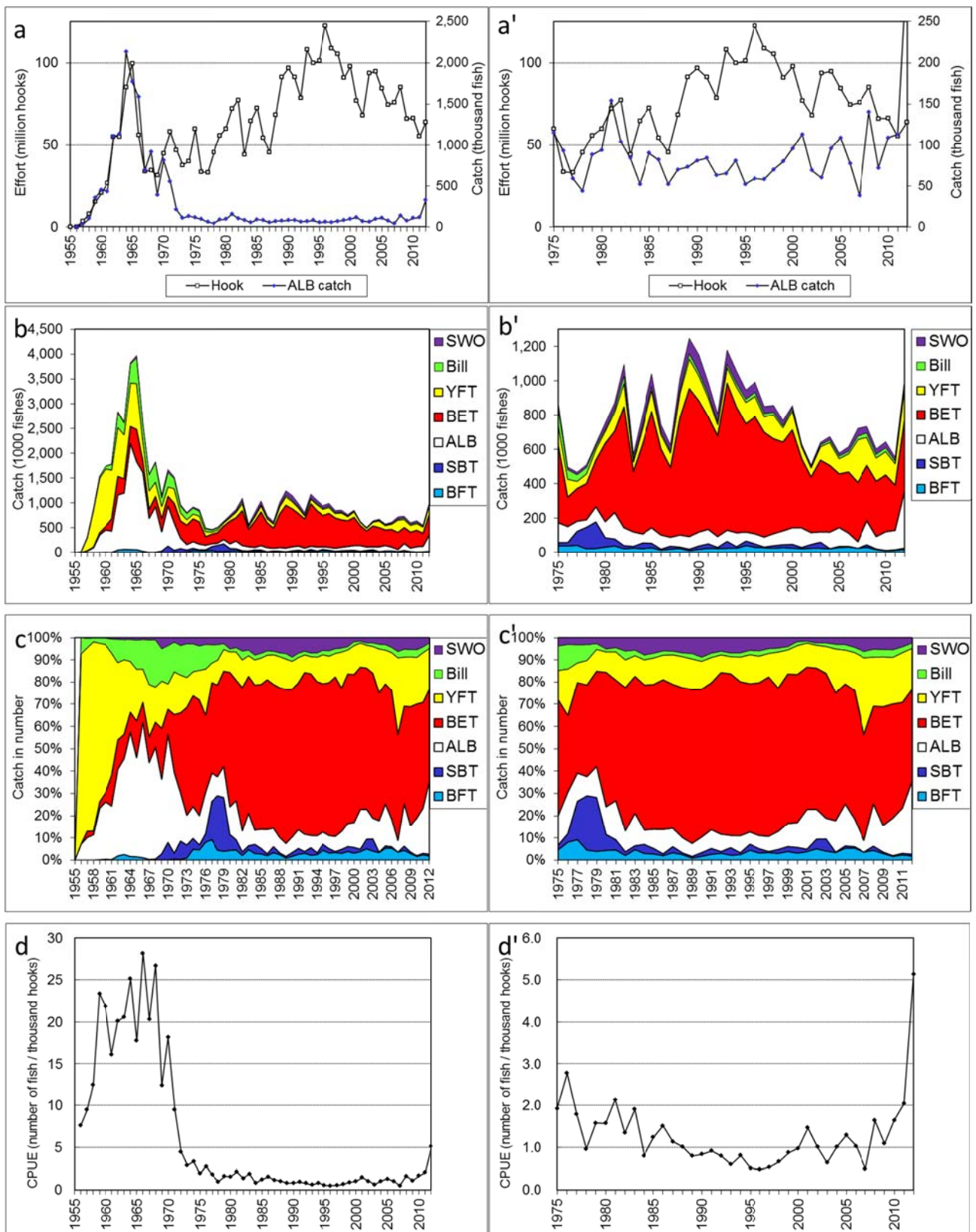


Figure 2. The number of hooks employed and albacore catch (a), catch by species (b), species composition (c), and nominal CPUE of albacore (d) caught by Japanese longline fishery. Right panels indicate trend from 1975 onward.

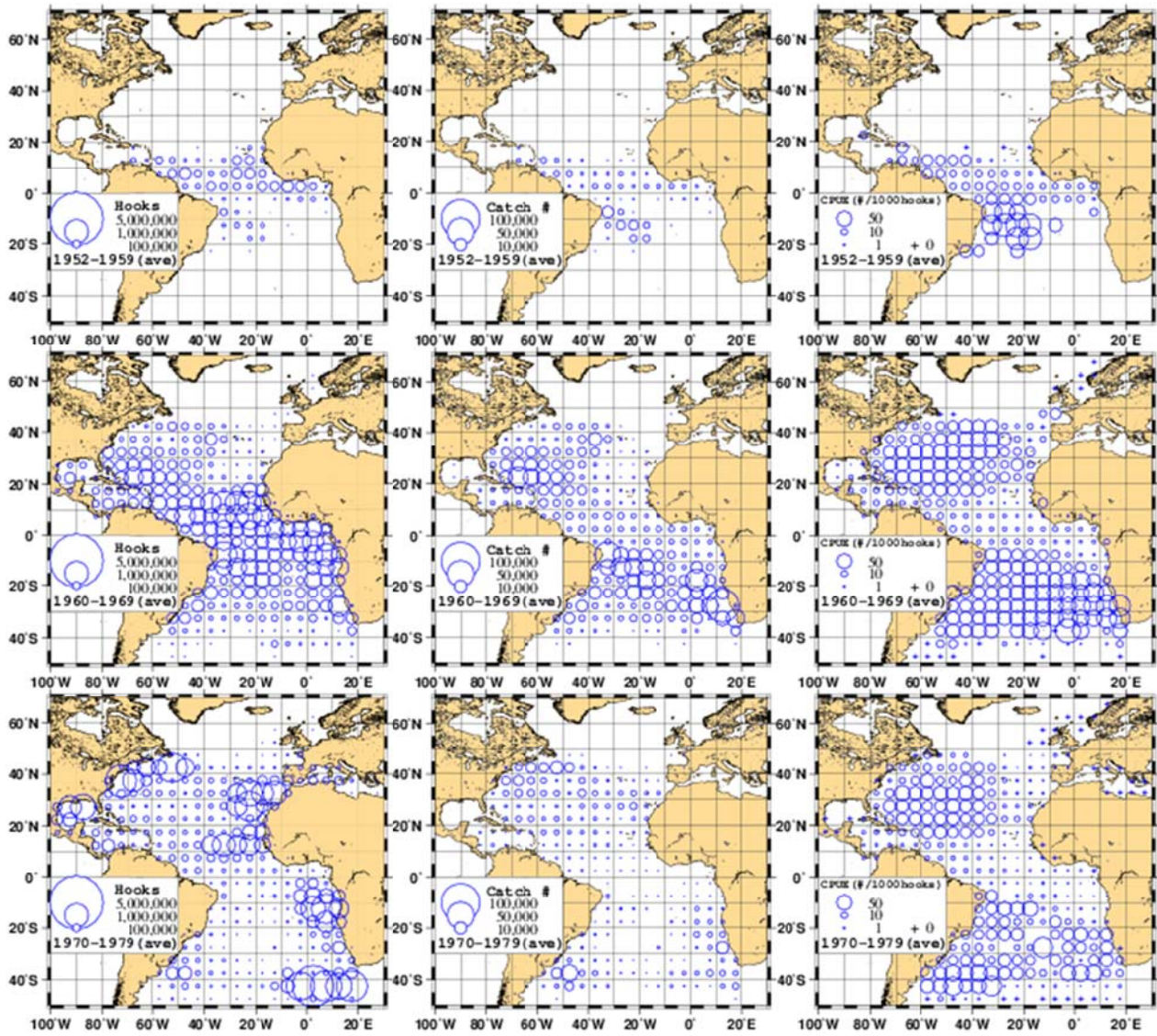


Figure 3. The average distribution of the effort (number of hooks), albacore catch (number of fish) and CPUE (number of fish/1000hooks) for each decadal period.

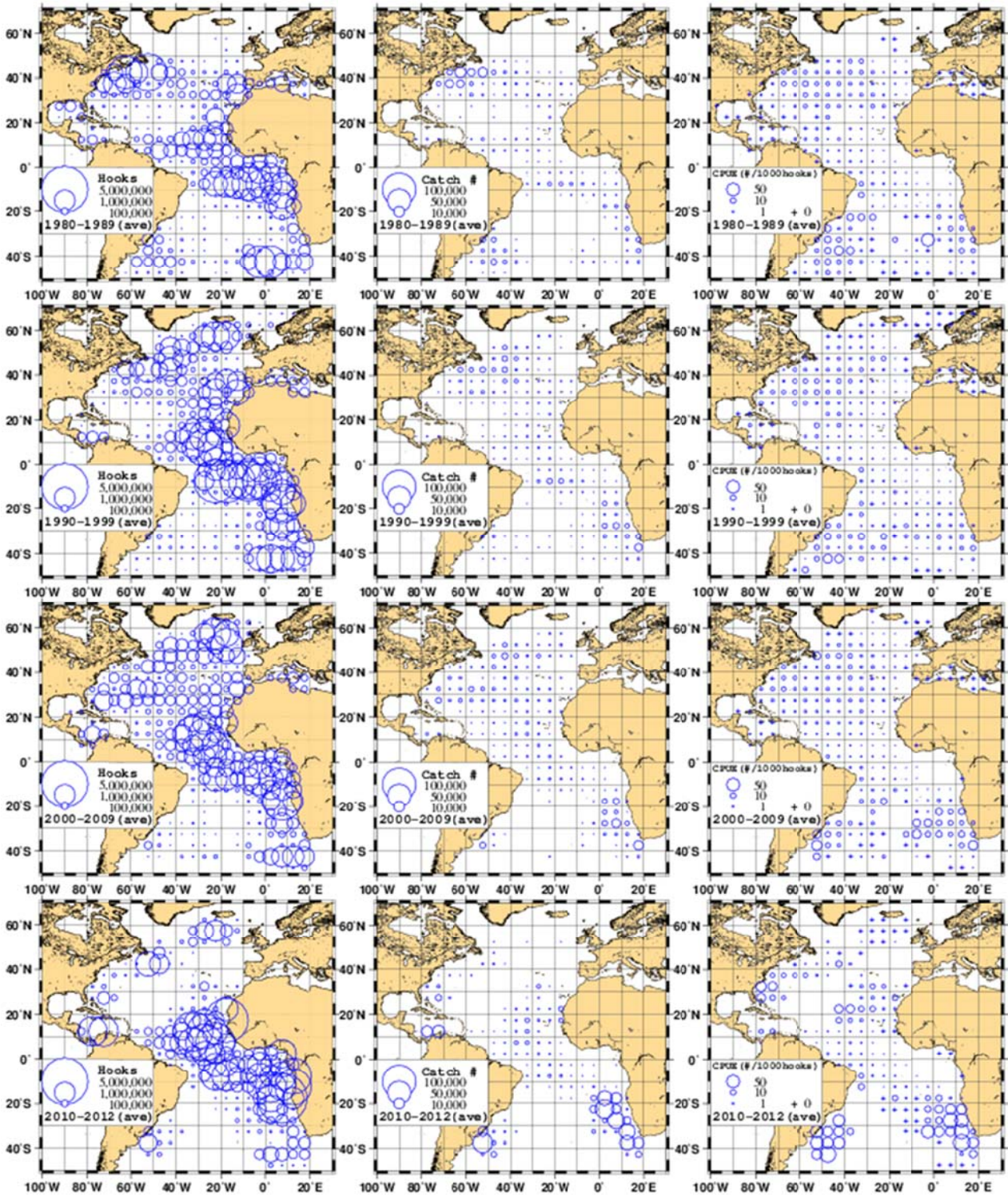


Figure 3. The average distribution of the effort (number of hooks), albacore catch (number of fish) and CPUE (number of fish/1000hooks) for each decadal period.(continued)

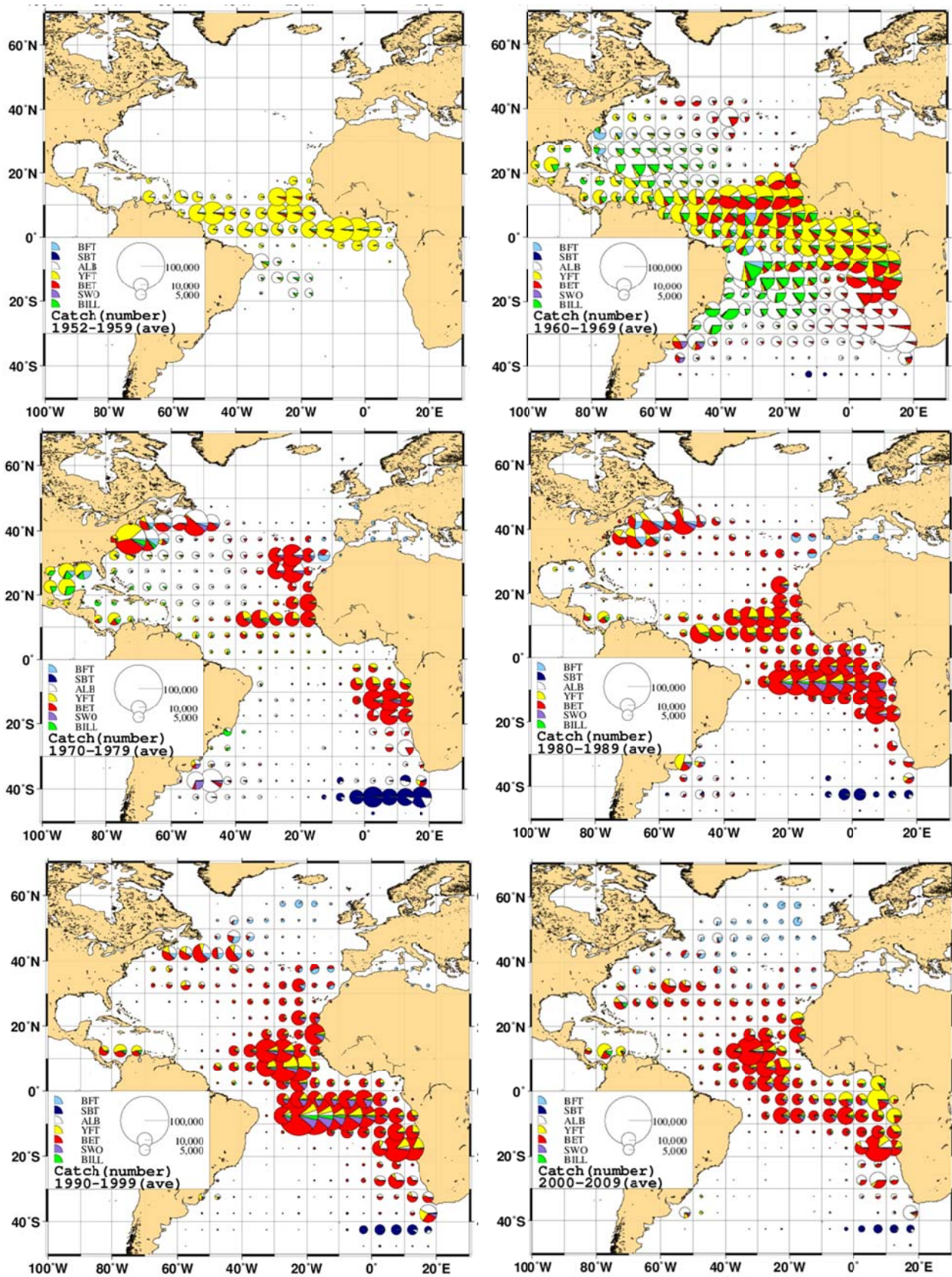


Figure 4. The averaged distribution of amount of catch in number by species for each decade. Size of circle shows amount of total of catches i.e. bluefin tuna (BFT), southern bluefin tuna (SBT), albacore (ALB), bigeye tuna (BET), yellowfin tuna (YFT), swordfish (SWO) and billfishes (BILL).

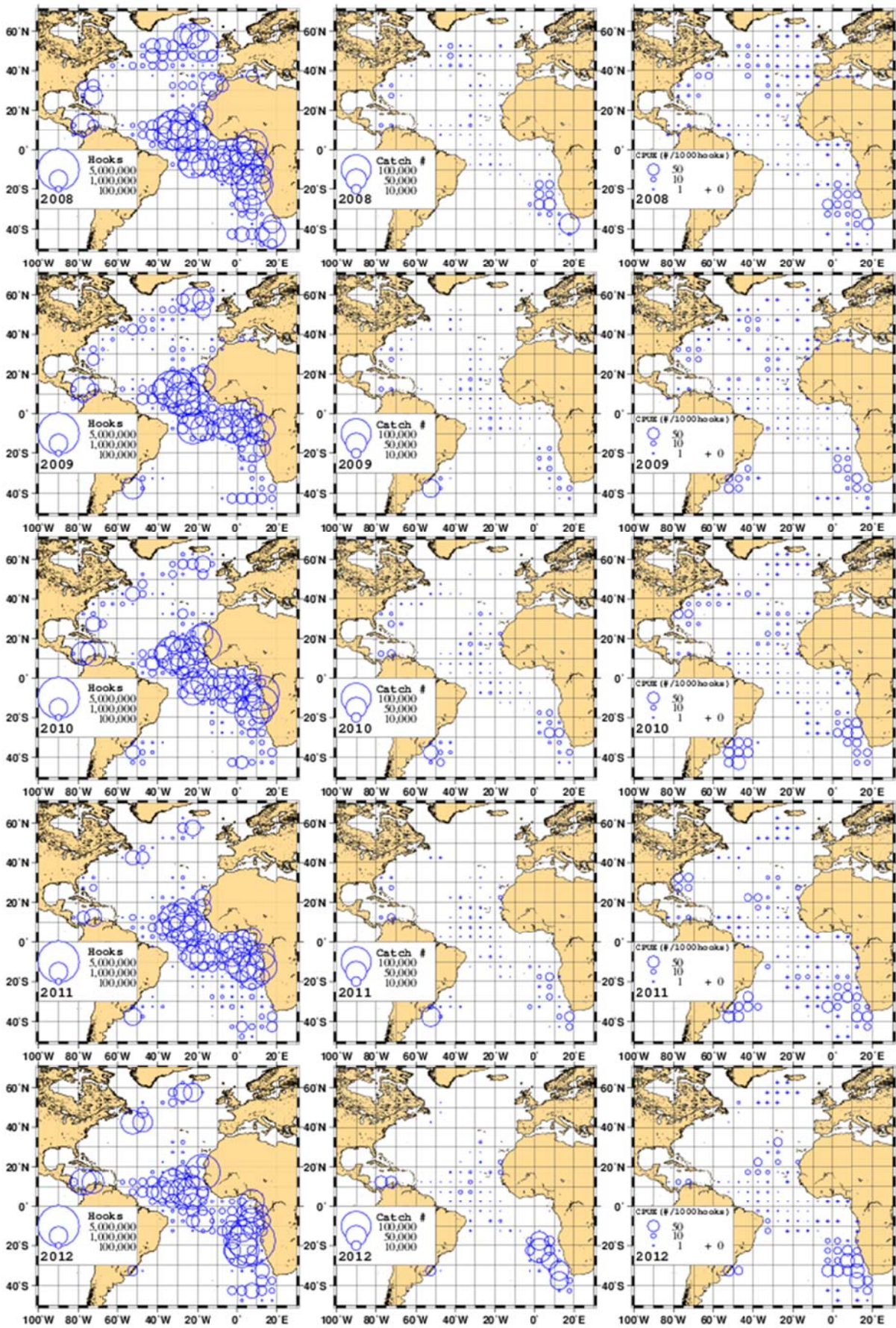


Figure 5. The geographical distribution of the effort (number of hooks), albacore catch (number of fish) and CPUE (number of fish/1000hooks) in recent years.

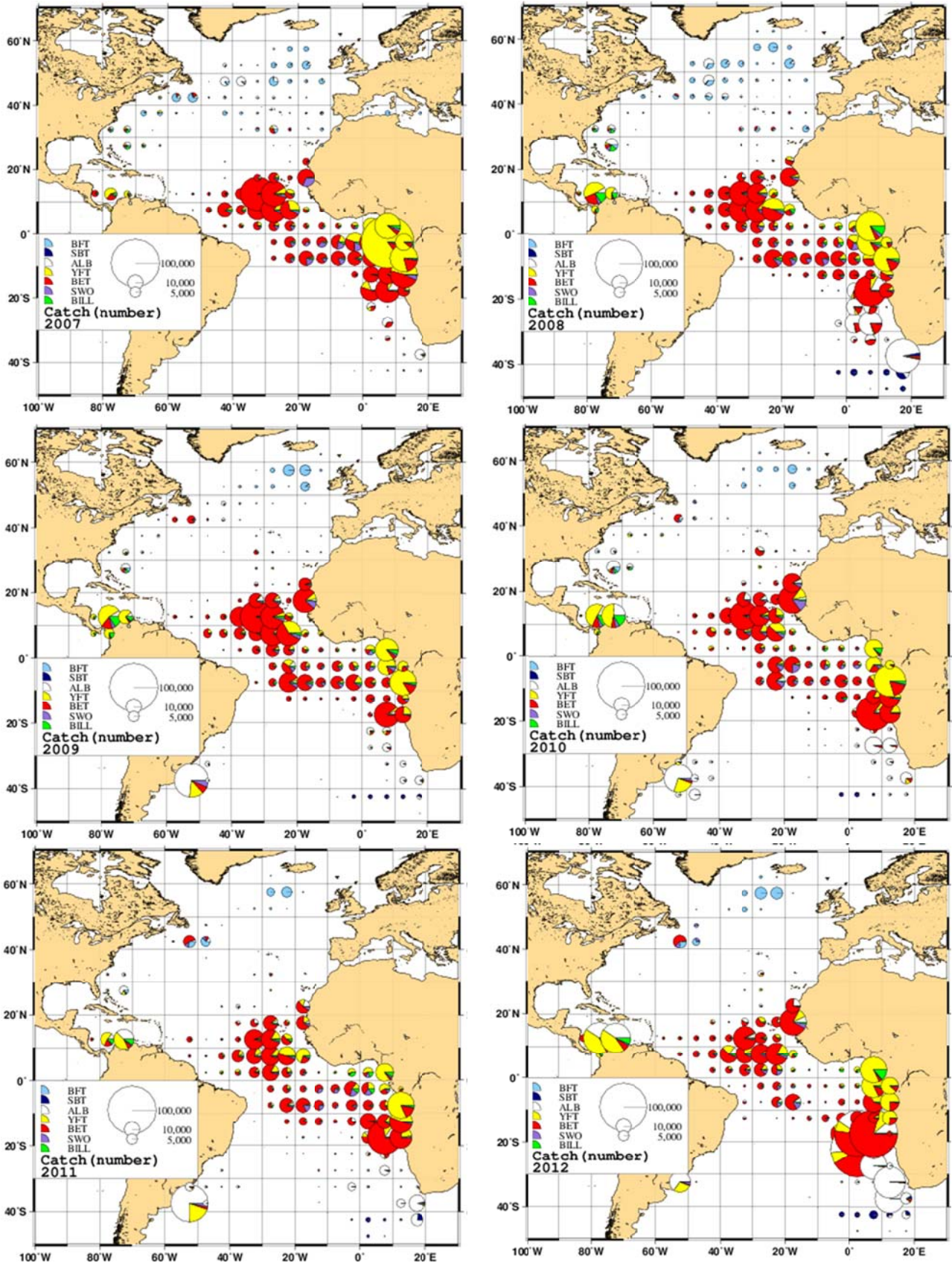


Figure 6. Annual recent distribution of amount of catch in number by species. Size of circle shows amount of total of catches i.e. bluefin tuna (BFT), southern bluefin tuna (SBT), albacore (ALB), bigeye tuna (BET), yellowfin tuna (YFT), swordfish (SWO) and billfishes (BILL).

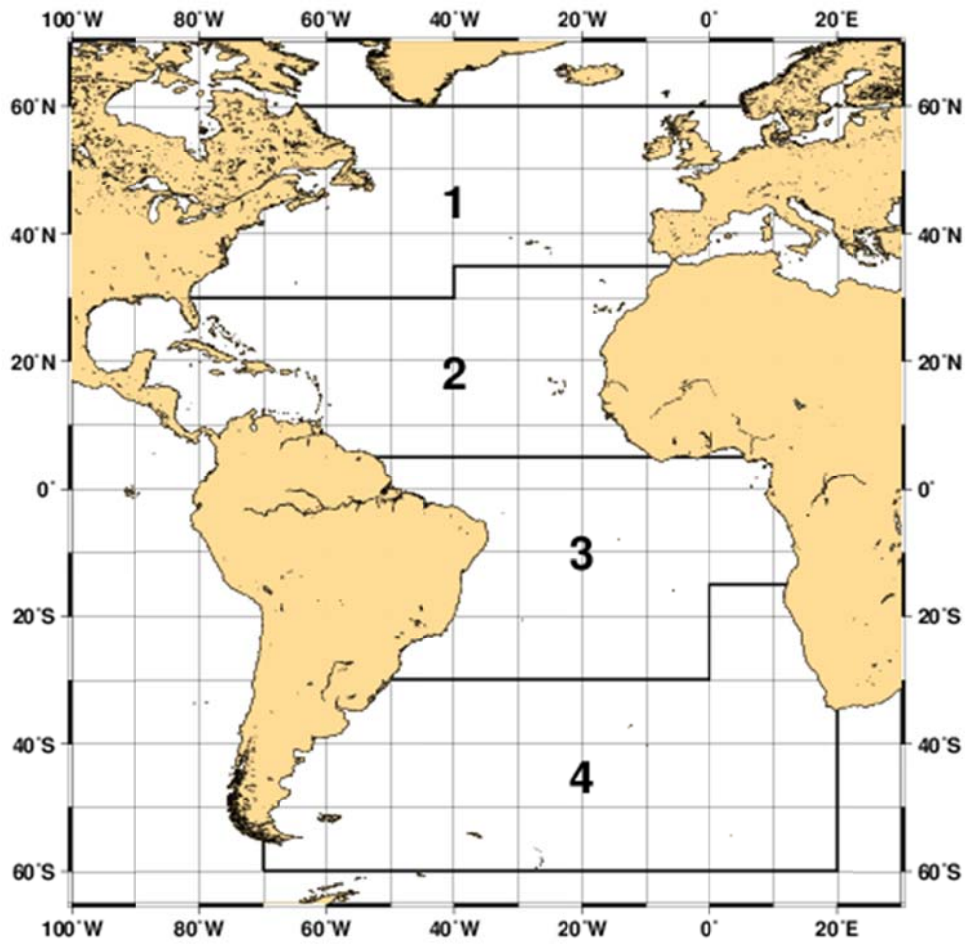


Figure 7. Area definition to count the number of sample of albacore length data.

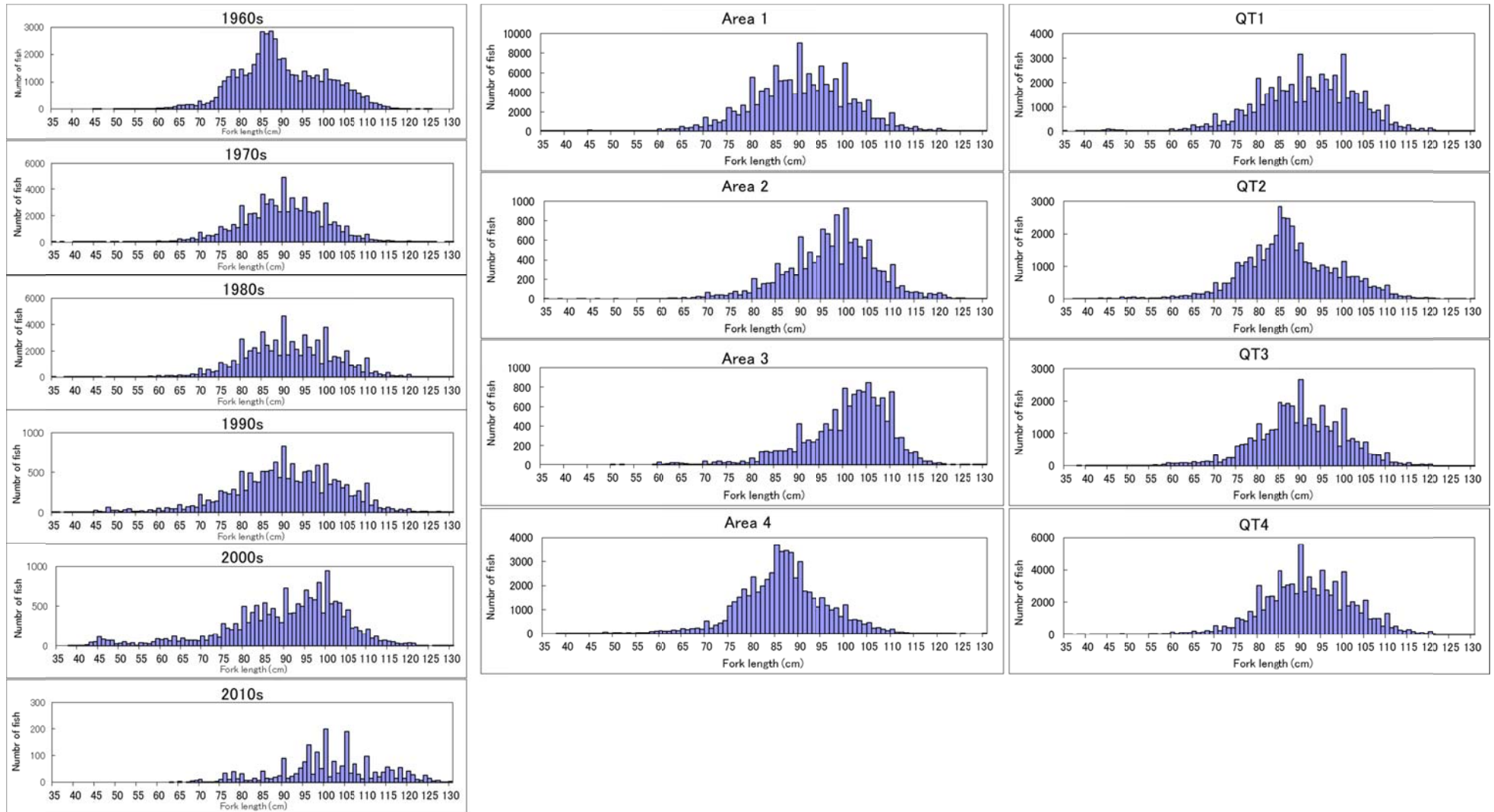


Figure 8. Length frequency of albacore in the Atlantic Ocean caught by Japanese longline by decade (left), area (middle) and quarter (right) shown in **Figure 7** (right).

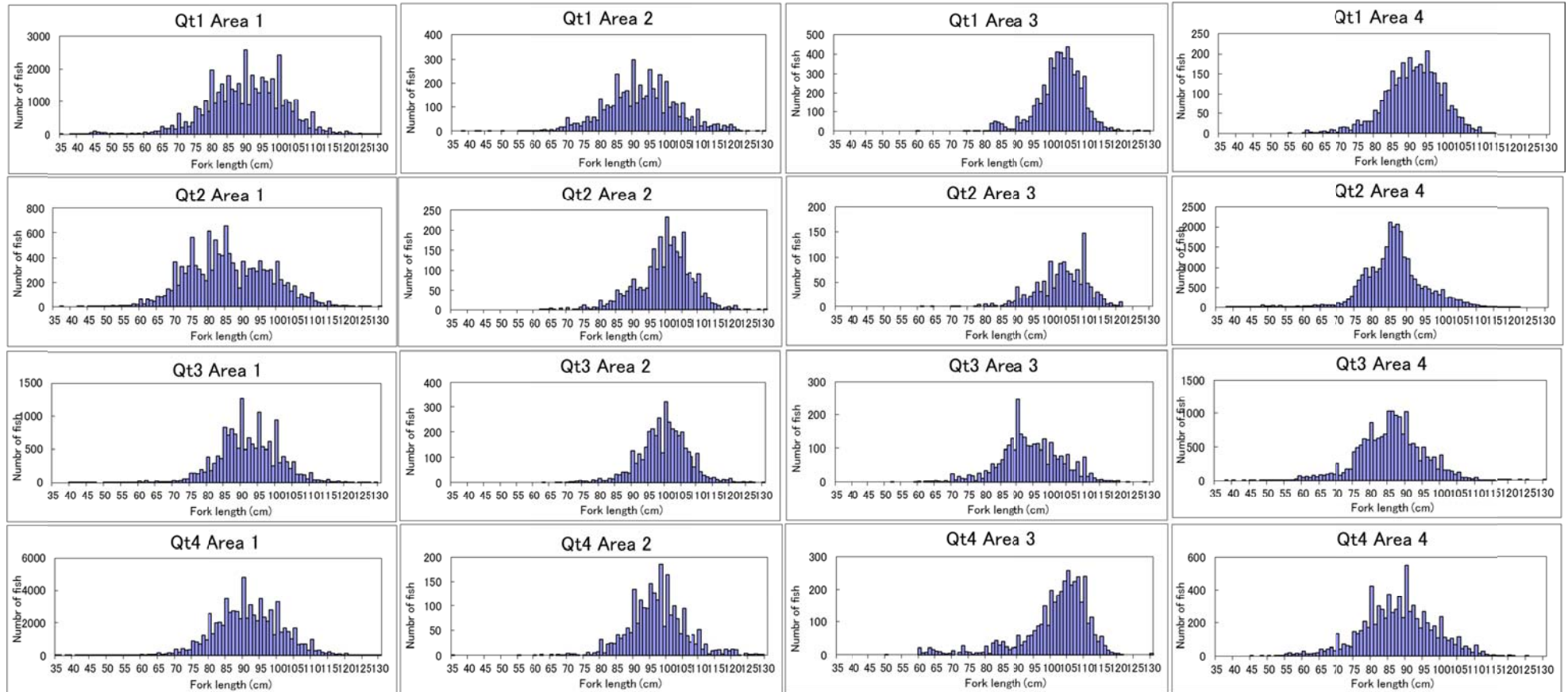


Figure 9. Length frequency of albacore in the Atlantic Ocean caught by Japanese longline by quarter and area.

STANDARDIZED CPUE FOR SOUTH ATLANTIC ALBACORE BY THE JAPANESE LONGLINE FISHERY

Takayuki Matsumoto¹

SUMMARY

CPUEs of South Atlantic albacore (Thunnus alalunga) caught by the Japanese longline fishery were separately standardized into three periods (1959-1969, 1969-1975 and 1975-2011) using a negative binomial model, as with previous studies. Effects of quarter, area, fishing gear (number of hooks between floats) and several interactions were incorporated, although the effect of gear can be used only from 1975. The effect of area was greatest for all three periods. Standardized CPUE declined during the 1960s and early 1970s; after that the CPUE fluctuated and showed no clear trend.

RÉSUMÉ

Les CPUE du germon de l'Atlantique Sud (Thunnus alalunga) capturé par des palangriers japonais ont été standardisées séparément en trois périodes (1959-1969, 1969-1975 et 1975-2011) au moyen d'un modèle binomial négatif, à l'instar de ce qui avait été fait dans les études antérieures. Les effets du trimestre, de la zone, de l'engin de pêche (nombre d'hameçons entre flotteurs) et plusieurs interactions ont été intégrés, même si l'effet de l'engin ne peut être utilisé qu'à partir de 1975. L'effet de la zone était le plus important pour les trois périodes. La CPUE standardisée a chuté dans les années 60 et au début des années 70 ; par la suite, la CPUE a fluctué et n'a présenté aucune tendance claire.

RESUMEN

Las CPUE del atún blanco (Thunnus alalunga) del Atlántico sur capturado por la pesquería japonesa de palangre se estandarizaron en tres periodos diferentes (1959-1969, 1969-1975 y 1975-2011) utilizando un modelo binomial negativo al igual que en estudios anteriores. Se incorporaron los efectos de trimestre, área, arte de pesca (número de anzuelos entre flotadores) y diversas interacciones, aunque el efecto de arte puede utilizarse solo desde 1975. El efecto de área fue el mayor para los tres periodos. La CPUE estandarizada descendía durante los 60 y principios de los 70, después la CPUE fluctuaba y no presentaba una tendencia clara.

KEYWORDS

Catch rates, Standardized CPUE, Abundance indices, Longline

1 Introduction

For Atlantic albacore caught by Japanese longline fishery, the CPUE standardization using the Generalized Linear Model (GLM) with the assumption that the error structure belongs to log-normal had been carried out (Uozumi, 1996a). Uosaki (1997) carried out standardization assuming error structure with Poisson as an attempt to overcome a problem of zero CPUE (or zero catch) treatment.

While Poisson model has merit as no need of concerning zero catch, standardized CPUE estimated using Poisson model may have bias due to an over-dispersion. Poisson model assumes that the mean and variance are equal (mean=variance= λ), but in real data it is often difficult to have such assumption, so an over-dispersion parameter ϕ is used (mean= λ , variance= $\phi \lambda$) to fit to model for CPUE standardization. In this case estimate is impossible to obtain using common likelihood approach, instead this, parameters can estimate using Quasi-likelihood. This may lead estimate having bias. To avoid this problem, it can be suggested to assume negative binomial of error structure instead of Poisson, which assumes that mean and variance have different values.

¹ National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka-shi, 424-8633 Japan.

In the previous studies to supply abundance indices of Japanese longline fishery for stock assessment models (both in the north and south Atlantic), the indices were calculated separately for the three periods (1959-69, 1969-75, 1975 and after) according to the review by Uozumi (1996b), which classified three periods of "Target", "Transition" and "Bycatch" according to the history of the Japanese longline fishery on the Atlantic Ocean based on their fishery strategy (Uozumi 1996a).

Uosaki and Shono (2008) and Matsumoto and Uosaki (2012) calculated standardized CPUEs as abundance index for three periods in the south stocks in the Atlantic Ocean using two different models, namely log-normal and negative binomial, and discussed which model was more appropriate. During ICCAT albacore stock assessment session in 2007, the Group decided to use the standardized CPUEs for the NB model for three periods for the south stock as indices of abundance (ICCAT 2008).

The ICCAT Albacore Group requested national scientists of several countries to submit annual CPUE for applying to production model ASPIC (A Stock Production Model Incorporating Covariates) and BSP (Bayesian Surplus Production Model) for the assessment of south Atlantic albacore which is scheduled in June 2013. Therefore, in this study similar methods based on NB model were applied for standardization of annual CPUE for south Atlantic (south of 5°N) albacore by Japanese longline fishery based on updated catch and effort data to provide data for albacore stock assessment in 2013.

2 Data and method

2.1. Data

The data used in this study were obtained from the Japanese longline fishery statistics based on the logbooks and compiled at the National Research Institute of Far Seas Fisheries. Two kinds of dataset were used in this study; one is the ICCAT Task II catch-and-effort data for 1959-1975, and the other is similar dataset to the catch-and-effort data but broken down with gear configuration, i.e., number of hooks per basket (between floats), for 1975-2011. CPUE was defined as the number of catch of albacore per 1,000 hooks. Observations with less than 3,000 hooks per data point, which corresponds to almost one longline operation, were excluded from this analysis. In addition, observations which belong to the EEZ were also excluded to avoid inconsistency of data coverage during a long historic period.

2.2. Standardization

Standardized CPUE was estimated separately for three periods (1959-69, 1969-75 and 1975-2011) according to Uozumi (1996b). In order to standardize CPUE of albacore, generalized linear model with negative binomial error structure (NB model) were used.

Year, season and subarea were incorporated as main effects for Target and Transition period, and the effect of gear configuration was added for Bycatch period. Quarter was used for fishing season. Seven subareas for Target period, seven for Transition period were defined derived from Uozumi (1996a), and nine for Bycatch period was derived from Uosaki (2004) based on the spatial distribution pattern of nominal CPUE of albacore (**Figure 1**). This study, like Uosaki and Shono (2008) or Matsumoto and Uosaki (2012), used the same area definition. The gear configuration was categorized into four levels (3-7, 8-11, 12-15 and 16-20 hooks between floats). The effects incorporated into the models were basically derived from Uosaki (1997), which showed which effects (mainly of interaction terms) were selected for LN and Poisson models based on Akaike's Information Criterion (AIC). In this study, the same effects, which were also used by Uosaki and Shono (2008) and Matsumoto and Uosaki (2012), were used.

Calculations of modeling for those GLM was done using SAS software package (Version 9.3). Followings are GLM models considered in this study;

Stock	Error structure	Period	Model
South	NB model	Target(1959-69)	} $E[C]=H \cdot \exp(\mu+Y+Q+A+G+Y*Q+Q*A+\varepsilon)$
		Transition(1969-75)	
		Bycatch(1975-11)	

where

E(C): expectation of catch in number, which follows negative binominal distribution.

μ : intercept
Q: effect of quarter
G: effect of gear
H: number of hooks used (thousand).

Y: effect of year

A: effect of subarea

ε : error term

Interaction terms were indicated as two symbols of effect and asterisk (ex. Y*Q for year and quarter). Interactions were incorporated as fixed effect.

3 Result and discussion

The goodness of fit for the NB model is shown in **Table 1**. Scaled Pearson chi-square shows the model was highly significant. However, the effect of quarter for Target period (chi-square=2.3, P=0.51) was not significant. Because the effect of quarter was main effect and an element of interaction terms, this effect should not be removed from the model. The effect of area was greatest for all three periods. As for bycatch period, quarter and fishing gear have almost the same effect, but these effects are much smaller than that for area. **Table 2** shows convergence statistics of the NB model. Scaled Pearson Chi-Square, which is a criterion for assessing goodness of fit, was close to 1, suggesting that the fitting seems to be good.

Estimated standardized CPUE is shown in **Table 3** and **Figure 2**. Standardized CPUE showed declining trend during the 1960s and the early 1970s (**Figure 2a**). After the 1970s, the CPUE fluctuated and showed no clear trend (**Figure 2b**). Standardized CPUE is usually similar to nominal CPUE, but some differences are seen especially in recent years with higher variability of nominal CPUE. Probably this is because of annual change in fishing ground in the temperate area as is reported by Matsumoto (2013). **Appendix Figure 1** shows quarterly standardized CPUE.

Figure 3 shows trends of CPUE standardized for each effect: quarter, area and gear (number of hooks between floats). CPUE was almost constant for all quarters during 1959-1969, and was higher in the 2nd and 3rd quarter during 1969-1975 and 1975-2011, respectively. CPUE was much higher in areas 5-7 during 1959-1969, higher in areas 5-6 during 1969-1975 and higher in area 7 followed by area 9 during 1975-2011. CPUE in areas 1-4 (tropical area) was usually lower. Regarding fishing gear, category 3 (12-15 hooks between floats) got highest CPUE.

Figure 4 shows the proportion of zero catch observation in catch-and-effort data used for CPUE standardization. High proportion of zero catch observation is seen during the Bycatch period. NB model in this study (and PO model as well), which has catch as response variable, has advantage in terms of zero catch problem due to no need to add small constant to CPUE when CPUE is zero. Also, in this study, we calculated number based CPUE, which follows discrete distribution. In that case, NB model, which assumes discrete distribution, is more appropriate. Taking these facts into account, CPUEs based on NB model, which was recommended by ICCAT albacore working group, are considered to be more appropriate for CPUEs of south Atlantic albacore by Japanese longline.

References

- ICCAT. 2008, Report of the 2007 ICCAT albacore stock assessment session (Madrid, Spain - July 5 to 12, 2007). Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 62(3): 697-815.
- Matsumoto, T. 2013, Review of Japanese longline fishery and its albacore catch in the Atlantic Ocean. SCRS/2013/062. 15pp.
- Matsumoto, T. and Uosaki, K. 2012, Standardized CPUE for South Atlantic albacore by the Japanese longline fishery based on log-normal and negative binominal models. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 68(2): 503-518.
- Uosaki, K. 1997, Updated standardized CPUE for albacore caught by Japanese longliner in the Atlantic Ocean, 1959-1995. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 46(3): 95-100.
- Uosaki, K. 2004, Updated standardized CPUE for albacore caught by Japanese longline fishery in the Atlantic Ocean, 1975-2002. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 56(4): 1463-1480.
- Uosaki, K. and Shono, H. 2008, Standardized CPUE for albacore using log-normal and negative binominal models for the Japanese longline in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 62(3): 911-933.
- Uozumi, Y. 1996a, The historical trend of standardized CPUE for albacore caught by Japanese longline fishery in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 43: 261-267.
- Uozumi, Y. 1996, A historical review of Japanese longline fishery and albacore catch in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 43: 163-170.

Table 1. Goodness of fit for the NB model for Target (1959-69), Transition (1969-75), and Bycatch (1975-2011) period in the south Atlantic

South Atlantic Target period from 1959 to 1969

Source	DF	Chi-Square	Pr>Chi
Y	10	243.05	<.0001
Q	3	2.33	0.5071
A	6	991.71	<.0001
Y*Q	30	53.65	0.0050
Q*A	18	295.73	<.0001

South Atlantic Transition period from 1969 to 1975

Source	DF	Chi-Square	Pr>Chi
Y	6	146.22	<.0001
Q	3	14.43	0.0024
A	6	332.64	<.0001
Y*Q	18	75.13	<.0001
Q*A	18	65.98	<.0001

South Atlantic By-catch period from 1975 to 2011

Source	DF	Chi-Square	Pr>Chi
Y	36	442.31	<.0001
Q	3	22.19	<.0001
A	8	2287.97	<.0001
G	3	20.00	0.0002
Y*Q	108	730.13	<.0001
Q*A	24	406.37	<.0001
Q*G	9	29.54	0.0005
A*G	24	240.52	<.0001

Table 2. Convergence statistics of the NB model for Target (1959-69), Transition (1969-75), and Bycatch (1975-2011) period in the south Atlantic

South Atlantic Target period from 1959 to 1969			
Criterion	DF	Value	Value/DF
Deviance	2565	3169.4152	1.2356
Pearson Chi-Square	2565	2189.4169	0.8536
Log Likelihood		58342188.54	
AIC		38138.0049	
BIC		38543.4406	

South Atlantic Transition period from 1970 to 1975			
Criterion	DF	Value	Value/DF
Deviance	1312	1637.4094	1.248
Pearson Chi-Square	1312	1554.8947	1.1851
Log Likelihood		6284975.694	
AIC		15189.0532	
BIC		15465.6166	

South Atlantic By-catch period from 1975 to 2012			
Criterion	DF	Value	Value/DF
Deviance	23000	19979.7006	0.8565
Pearson Chi-Square	23000	33193.6399	1.423
Log Likelihood		4796368.662	
AIC		126951.5355	
BIC		128701.9749	

Table 3. Standardized CPUE and CV (standard error) for the NB model for south stock.

Year	Std CPUE	CV	Upper CL	Lower CL	Nominal CPUE
1959	40.391	0.136	52.698	30.958	41.02
1960	38.092	0.135	49.582	29.265	38.54
1961	30.603	0.082	35.967	26.039	23.83
1962	21.927	0.082	25.740	18.678	26.27
1963	21.228	0.080	24.807	18.165	22.78
1964	21.308	0.076	24.712	18.374	34.87
1965	14.356	0.063	16.227	12.701	24.04
1966	13.050	0.068	14.902	11.428	38.34
1967	13.871	0.086	16.431	11.710	22.74
1968	12.796	0.077	14.868	11.012	39.26
1969	7.745	0.077	9.003	6.662	9.87
1969	8.534	0.141	11.255	6.471	9.87
1970	4.102	0.146	5.457	3.083	17.00
1971	6.492	0.145	8.632	4.882	13.58
1972	3.480	0.159	4.748	2.551	7.70
1973	2.341	0.163	3.224	1.700	2.03
1974	1.384	0.209	2.085	0.919	2.46
1975	0.827	0.178	1.172	0.583	2.17
1975	0.937	0.214	1.424	0.616	2.17
1976	1.100	0.260	1.831	0.660	1.06
1977	0.704	0.215	1.073	0.462	0.47
1978	1.281	0.209	1.929	0.851	0.34
1979	0.523	0.173	0.734	0.373	0.19
1980	0.768	0.129	0.989	0.596	0.71
1981	1.587	0.135	2.068	1.217	1.27
1982	1.258	0.123	1.601	0.989	1.17
1983	0.996	0.181	1.420	0.698	0.39
1984	1.030	0.129	1.326	0.799	0.37
1985	1.714	0.114	2.141	1.372	0.54
1986	1.994	0.129	2.568	1.549	0.85
1987	0.817	0.145	1.085	0.615	0.35
1988	0.585	0.106	0.719	0.476	0.26
1989	0.728	0.097	0.881	0.602	0.38
1990	1.001	0.094	1.205	0.832	0.37
1991	1.159	0.095	1.397	0.962	0.49
1992	0.637	0.104	0.781	0.519	0.65
1993	0.548	0.096	0.661	0.454	0.38
1994	0.791	0.089	0.943	0.664	0.59
1995	0.507	0.095	0.611	0.421	0.48
1996	0.553	0.095	0.667	0.459	0.53
1997	0.733	0.103	0.896	0.599	0.67
1998	0.715	0.113	0.892	0.572	0.98
1999	0.752	0.113	0.939	0.602	1.31
2000	1.293	0.109	1.601	1.045	0.99
2001	1.331	0.121	1.688	1.050	0.83
2002	0.856	0.132	1.109	0.660	0.76
2003	0.898	0.113	1.121	0.719	0.46
2004	0.962	0.118	1.211	0.763	1.13
2005	0.737	0.129	0.949	0.572	1.26
2006	0.395	0.121	0.501	0.312	1.08
2007	0.299	0.137	0.391	0.229	0.71
2008	0.623	0.112	0.776	0.500	3.21
2009	0.756	0.117	0.950	0.602	0.75
2010	0.936	0.114	1.171	0.748	2.22
2011	0.844	0.114	1.056	0.675	1.65

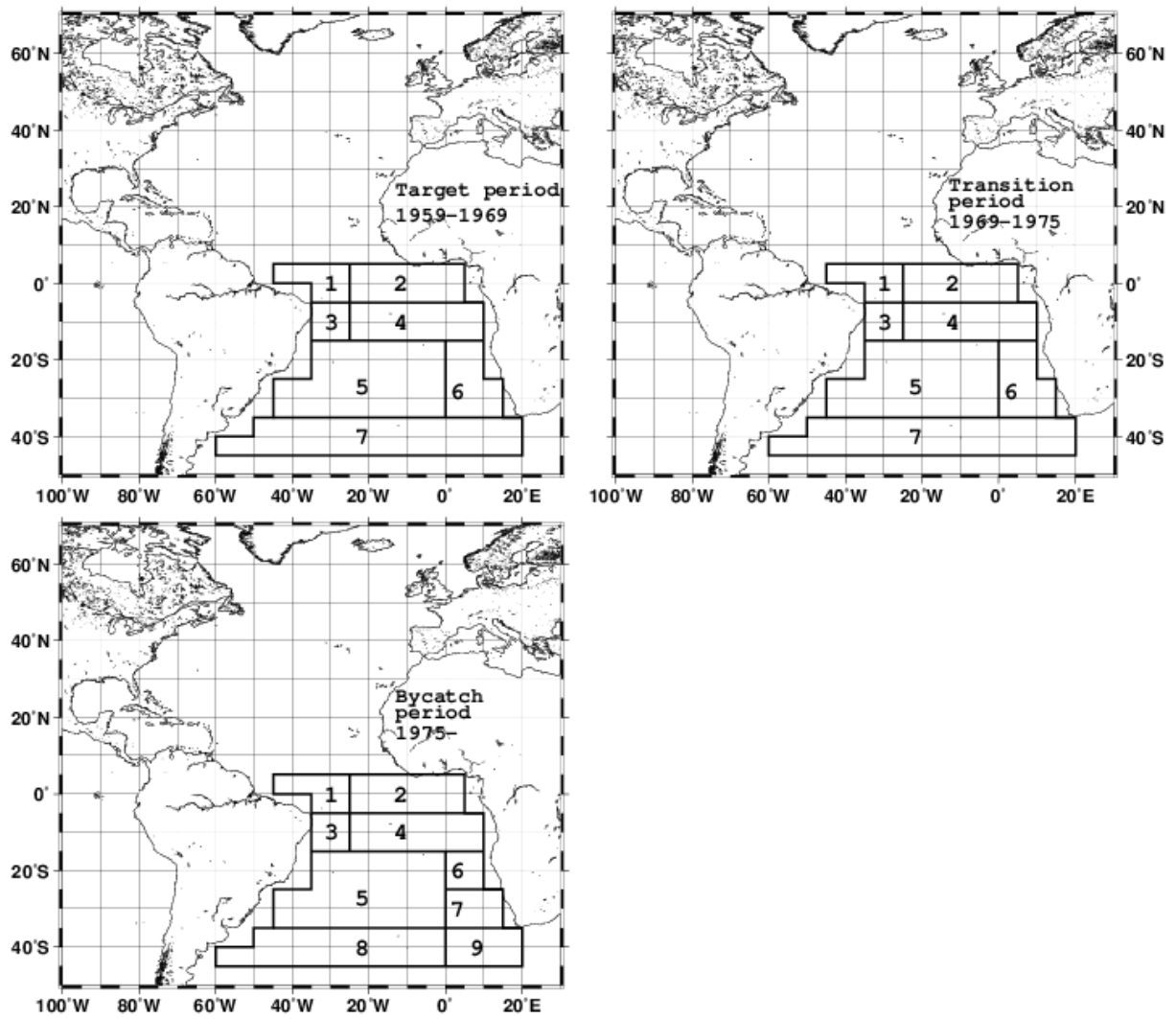


Figure 1. Area stratification for CPUE standardizing. Numbered subareas (south of 5°N) were used.

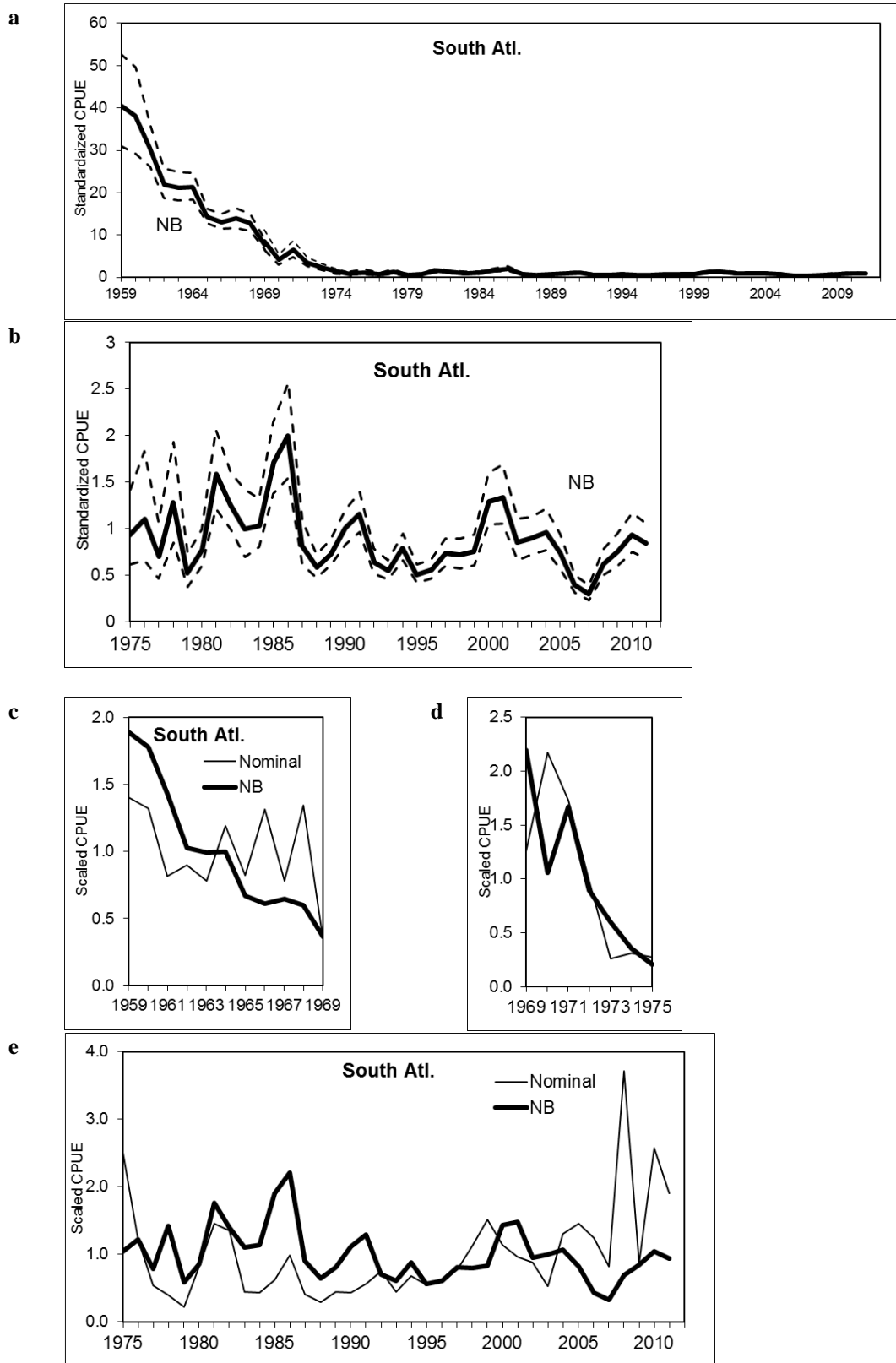


Figure 2. Time series of standardized CPUEs for the NB model for south Atlantic albacore. **a:** Standardized CPUEs for three periods were put on single panel. **b:** Standardized CPUE for 1975-2011 with the different scale of Y-axis from panel **a**. Dashed lines in panels **a** and **b** indicate 95% confidence limits. **c-e:** Scaled and nominal CPUEs divided by their mean.

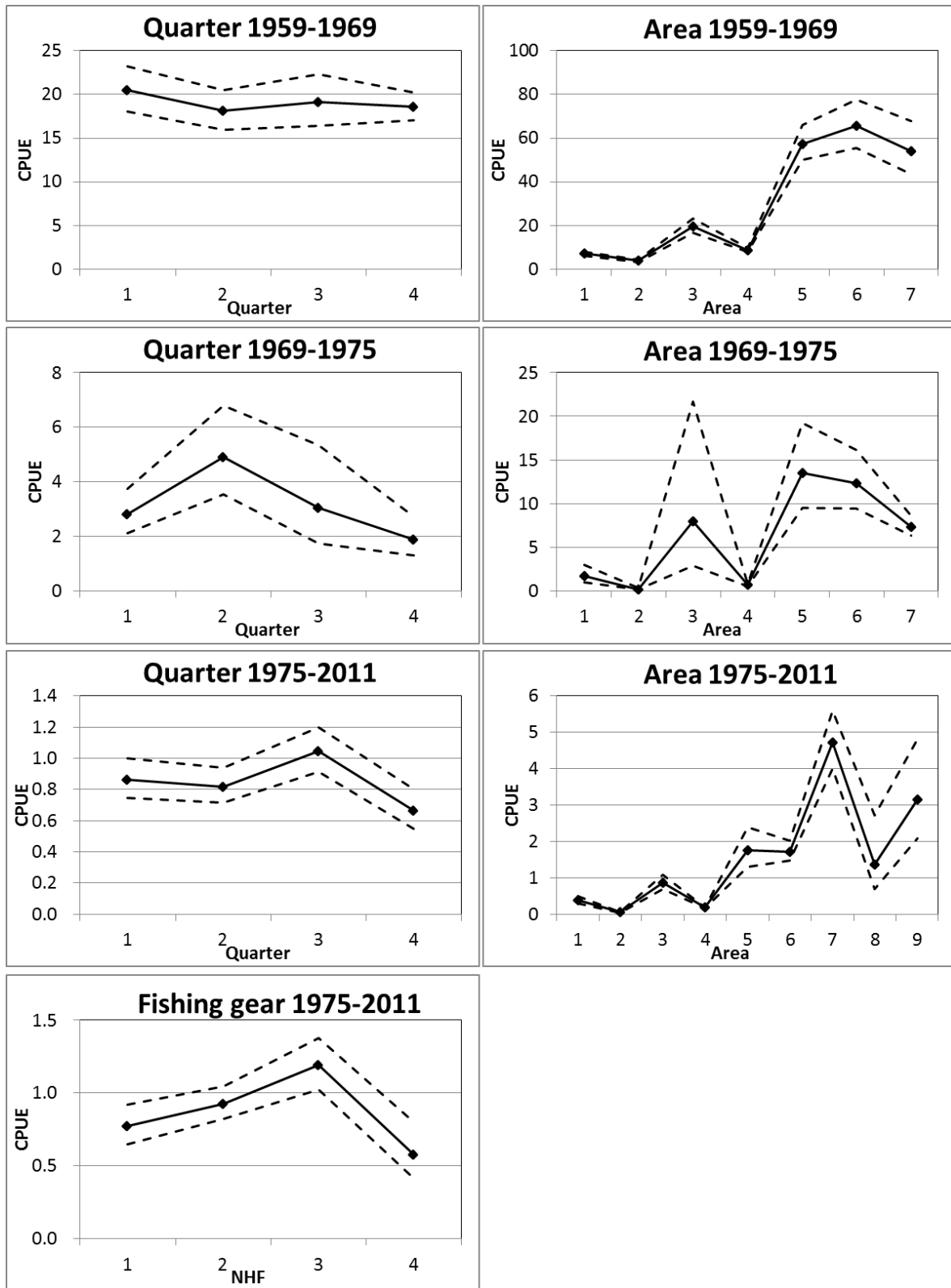


Figure 3. Trends of CPUE standardized for each of quarter, area and gear (number of hooks between floats: NHF).

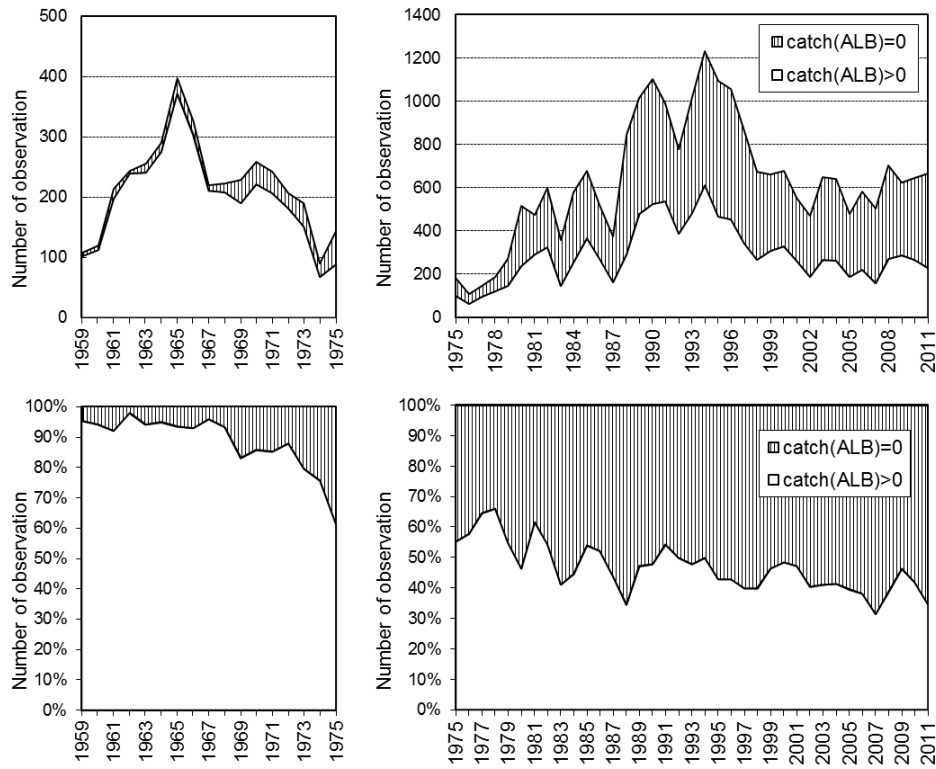


Figure 4. Number of observations of catch of albacore is zero/non-zero in catch-and-effort data used for CPUE standardization. Note that data for 1959-1975 and 1975-2011 are different (see section 2.1 in the text).

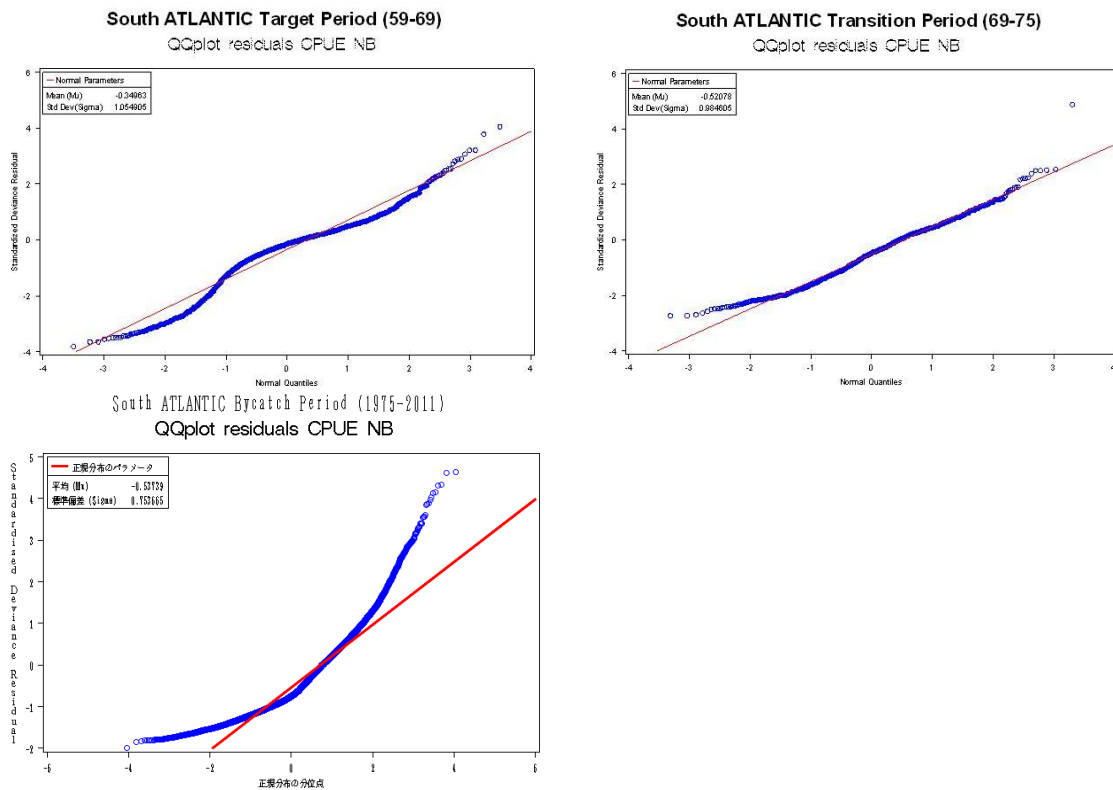


Figure 5. QQ-plots of standardized residual for the NB model for three periods for south stock.

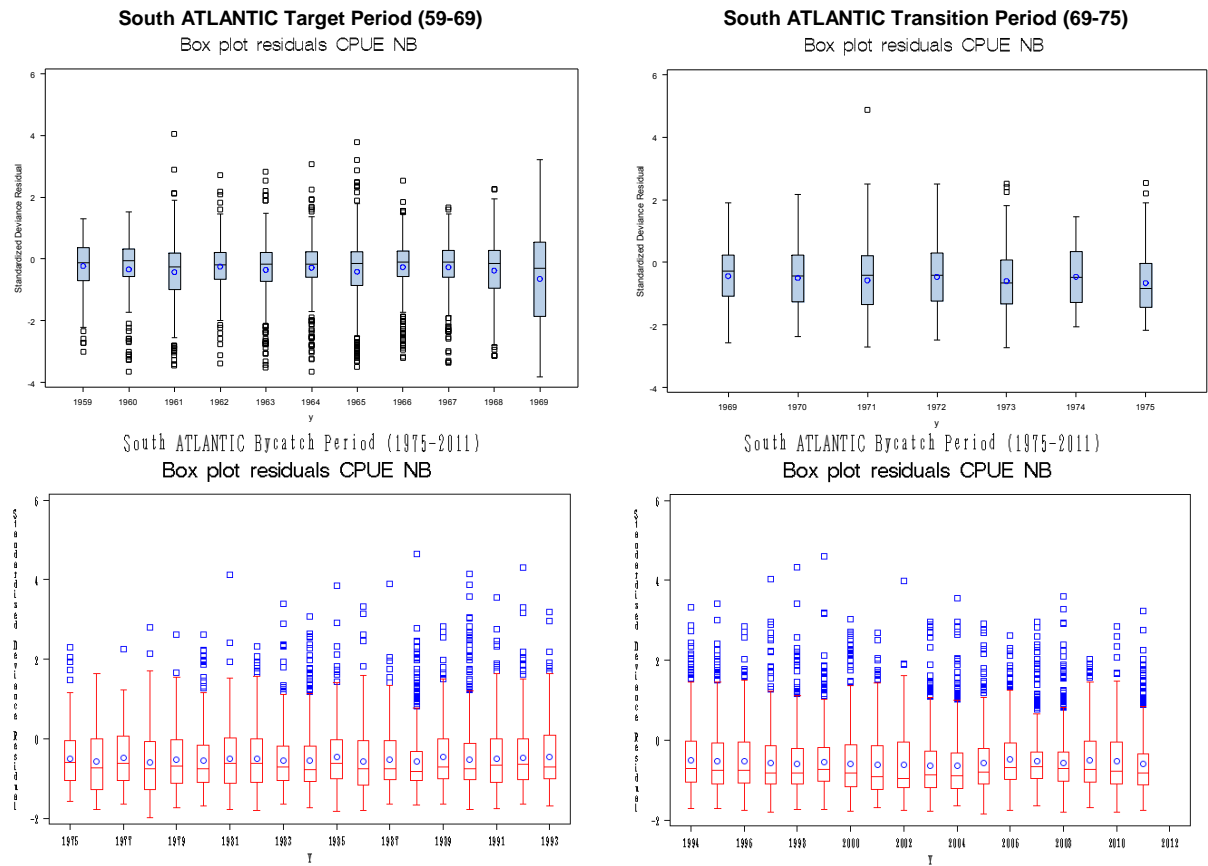


Figure 6. Box plots of standardized deviance residual for the NB model for three periods for south stock. Circle: mean, box: 25th and 75th percentile, horizontal line in the box: median, bars: maximum and minimum observation between 1.5 IQR (interquartile range) above 75th percentile and 1.5 IQR below 25th percentile, squares: outliers.

Appendix Table 1. Number of observations of the data used for the CPUE standardization for the south stock.

Target Period (1959-1969)

Year	Quarter				Total
	1	2	3	4	
1959	31	30	7	40	108
1960	31	33	7	49	120
1961	47	63	34	71	215
1962	73	50	28	94	245
1963	103	39	36	78	256
1964	85	35	45	125	290
1965	100	53	103	142	398
1966	111	56	63	97	327
1967	68	28	31	93	220
1968	58	46	58	62	224
1969	55	67	49	59	230

Year	Area						
	1	2	3	4	5	6	7
1959	31	47	18	5	7	0	0
1960	30	42	23	23	2	0	0
1961	32	63	47	57	15	1	0
1962	40	58	36	60	34	17	0
1963	46	54	35	68	42	11	0
1964	50	46	40	45	82	27	0
1965	43	86	38	78	108	38	7
1966	31	53	28	53	101	44	17
1967	27	44	16	42	50	26	15
1968	20	45	11	44	59	31	14
1969	23	31	7	39	27	29	74

Quarter	Area						
	1	2	3	4	5	6	7
1	77	236	111	168	131	24	15
2	131	146	42	65	30	54	32
3	65	33	19	96	120	96	32
4	100	154	127	185	246	50	48

Transition Period (1969-1975)

Year	Quarter				Total
	1	2	3	4	
1969	55	67	49	59	230
1970	100	65	42	52	259
1971	74	80	41	48	243
1972	69	57	34	47	207
1973	62	50	37	41	190
1974	24	21	20	25	90
1975	30	24	48	43	145

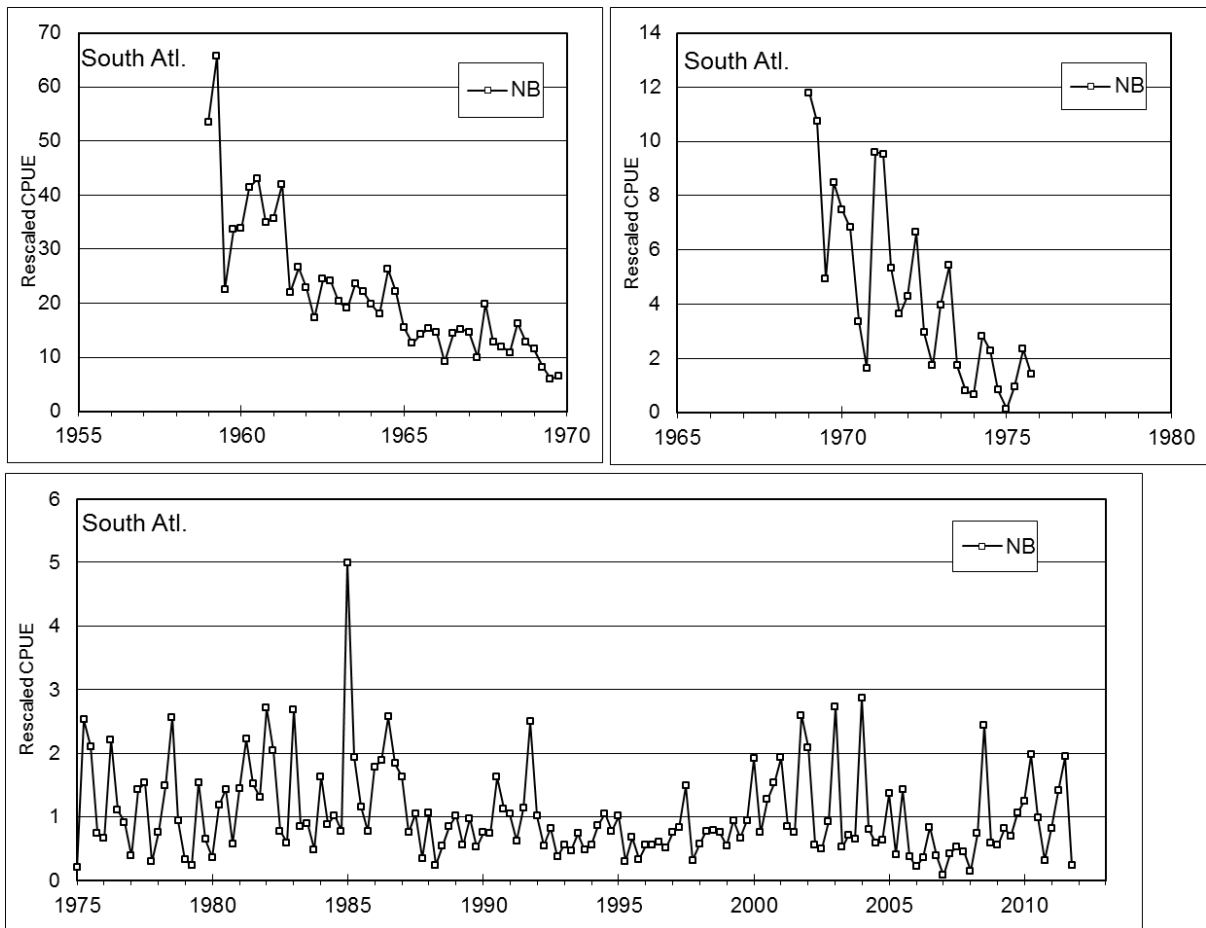
Year	Area							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1969	30	31	39	27	29	18	28	28
1970	28	22	35	31	18	40	44	41
1971	19	22	59	23	42	14	26	38
1972	4	10	45	18	16	28	34	52
1973	2	9	63	6	30	18	20	42
1974	0	1	20	0	23	1	9	36
1975	6	14	47	0	31	0	13	34

Quarter	Area							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	23	58	106	27	31	37	48	84
2	41	18	43	24	43	49	68	78
3	14	12	81	17	52	22	27	46
4	11	21	78	37	63	11	31	63

Appendix Table 1. (Continued).
Bycatch Period (1975-2011)

Year	Quarter					Year	Area								
	1	2	3	4	Total		1	2	3	4	5	6	7	8	9
1975	44	23	52	66	185	1975	2	10	0	70	0	30	15	13	45
1976	36	15	22	38	111	1976	0	0	0	30	1	13	8	12	47
1977	37	38	36	38	149	1977	0	1	0	48	2	16	7	23	52
1978	53	47	65	23	188	1978	2	0	0	44	2	16	5	39	80
1979	52	54	70	94	270	1979	0	24	0	87	2	22	10	41	84
1980	113	131	152	120	516	1980	2	61	0	241	7	39	5	80	81
1981	145	126	85	118	474	1981	7	28	2	200	0	49	11	105	72
1982	198	138	102	164	602	1982	6	82	8	273	8	50	17	104	54
1983	119	28	38	173	358	1983	4	85	11	169	2	15	12	36	24
1984	173	71	147	187	578	1984	4	161	13	263	1	32	20	43	41
1985	147	124	200	209	680	1985	32	245	38	245	7	20	16	38	39
1986	206	93	106	116	521	1986	22	78	53	214	0	32	11	71	40
1987	109	96	62	108	375	1987	7	91	27	159	5	13	11	30	32
1988	200	176	184	287	847	1988	56	255	73	303	3	64	18	32	43
1989	247	223	249	298	1017	1989	145	243	110	345	7	62	26	29	50
1990	262	294	288	258	1102	1990	133	309	128	348	4	45	42	29	64
1991	243	273	250	227	993	1991	101	174	116	353	16	69	82	28	54
1992	253	154	153	220	780	1992	97	115	114	248	14	67	58	26	41
1993	235	263	264	257	1019	1993	117	225	66	366	10	83	61	25	66
1994	280	344	287	322	1233	1994	115	233	83	384	51	113	143	35	76
1995	247	317	269	322	1095	1995	89	226	61	331	45	92	134	26	91
1996	291	270	229	267	1057	1996	139	204	48	336	19	118	93	35	65
1997	246	224	205	189	864	1997	112	129	76	324	9	76	53	24	61
1998	117	207	138	215	677	1998	49	123	31	235	10	80	52	29	68
1999	211	190	131	132	664	1999	54	81	37	263	3	68	81	23	54
2000	148	193	158	181	680	2000	106	126	28	195	16	81	61	23	44
2001	169	148	91	147	555	2001	123	81	50	150	14	38	54	11	34
2002	161	95	92	124	472	2002	138	74	26	132	0	24	38	11	29
2003	159	165	161	164	649	2003	117	115	28	212	8	56	61	16	36
2004	227	170	89	155	641	2004	118	162	35	173	9	59	53	12	20
2005	131	121	107	119	478	2005	91	120	28	134	0	31	36	9	29
2006	131	140	153	159	583	2006	61	136	17	222	5	71	19	9	43
2007	110	124	133	136	503	2007	48	176	9	181	0	43	14	4	28
2008	175	190	162	176	703	2008	79	185	39	218	6	64	48	6	58
2009	154	198	123	149	624	2009	86	181	54	189	2	46	16	9	41
2010	168	181	143	153	645	2010	86	180	38	198	10	65	25	17	26
2011	146	210	150	160	666	2011	97	174	39	226	23	56	15	3	33

Year	Gear				Area	Quarter			
	1	2	3	4		1	2	3	4
1975	185	0	0	0	1	750	530	657	508
1976	111	0	0	0	2	1071	701	1095	2026
1977	140	9	0	0	3	374	427	282	403
1978	187	1	0	0	4	3080	1662	1442	1925
1979	250	20	0	0	5	61	121	98	41
1980	298	179	39	0	6	127	343	557	891
1981	263	182	26	3	7	150	477	513	291
1982	249	291	54	8	8	235	630	221	20
1983	123	186	49	0	9	295	963	481	106
1984	148	269	161	0					
1985	122	237	321	0					
1986	145	145	224	7					
1987	78	80	174	43					
1988	88	146	526	87					
1989	106	160	565	186					
1990	143	165	437	357					
1991	143	139	295	416					
1992	132	106	206	336					
1993	102	150	295	472					
1994	100	231	366	536					
1995	67	249	277	502					
1996	42	247	238	530					
1997	22	197	181	464					
1998	19	171	165	322					
1999	5	174	186	299					
2000	3	182	125	370					
2001	10	148	93	304					
2002	5	94	85	288					
2003	12	123	146	368					
2004	15	121	147	358					
2005	12	93	107	266					
2006	12	124	118	329					
2007	1	67	105	330					
2008	0	94	177	432					
2009	0	58	140	426					
2010	0	57	195	393					
2011	0	43	230	393					



Appendix Figure 1. Time series of quarterly standardized CPUE for south stock.

REVIEW AND PRELIMINARY ANALYSES OF SIZE FREQUENCY SAMPLES OF NORTH AND SOUTH ATLANTIC ALBACORE TUNA (*THUNNUS ALANLUNGA*)Mauricio Ortiz¹**SUMMARY**

Size frequency data of north and south Atlantic albacore was reviewed and preliminary analysis performed for its potential use within the stock evaluation models. The Size data is normally submitted to the Secretariat by CPCs under the Task II requirements; optionally CPCs can submit Catch at Size, size samples or both for the major fisheries catching albacore. The size samples data was revised, standardized and aggregated to size frequencies samples by stock unit, main gear type, main fishing flags, calendar year and quarter. Preliminary analyses corroborate that a minimum number of fish measured is required to assure representativeness of the size frequency sample. Also indicators of distribution shape (skewness and kurtosis) provide information on the suitability of a size sample. For the north stock, the size sampling proportion among the major fishing gears is not consistent with the proportion of the catch, in general baitboat and troll fisheries are under-samples compared to the longline fisheries. For the south stock there are size sampling sufficient only the for the longline and baitboat gears. The number of fish measured in the south has increased substantially in the latest years for the south stock, while for north albacore the sampling has decreased. Review of the selected size frequency samples show a progression of modes of size in various gears and years, indicating that it is possible to identify the passing of large cohorts through the fisheries.

RÉSUMÉ

Les données de fréquence des tailles du germon de l'Atlantique Nord et Sud ont été examinées et une analyse préliminaire a été réalisée afin d'être potentiellement utilisée dans les modèles d'évaluation de stocks. Les CPC soumettent habituellement les données de taille au Secrétariat dans le cadre des exigences de la Tâche II ; les CPC ont le choix de soumettre la prise par taille, les échantillons de tailles ou les deux pour les principales pêcheries qui capturent le germon. Les données d'échantillons de tailles ont été révisées, standardisées et agrégées aux échantillons de fréquences de taille par unité de stock, type d'engin principal, pavillons de pêche principaux, année calendaire et trimestre. Les analyses préliminaires corroborent le fait qu'il est indispensable de mesurer un nombre minimum de poissons pour garantir le caractère représentatif de l'échantillon de fréquences des tailles. En outre, des indicateurs de la forme de la distribution (asymétrie et aplatissement) fournissent des informations sur le caractère pertinent d'un échantillon de taille. Pour le stock du Nord, la proportion de l'échantillonnage de tailles entre les principaux engins de pêche ne coïncide pas avec la proportion de la capture ; en général, les pêcheries de canneurs et de ligneurs sont sous-échantillonnées par rapport aux pêcheries palangrières. Pour le stock du Sud, l'échantillonnage de tailles est suffisant uniquement pour les engins de palangre et de canne et moulinet. Le nombre de poissons mesurés dans le Sud a considérablement augmenté au cours de ces dernières années pour le stock du Sud, tandis que pour le germon du Nord, l'échantillonnage a diminué. L'examen des échantillons sélectionnés de fréquences des tailles montre une progression des modes de taille dans divers engins et années, ce qui indique qu'il est possible d'identifier le passage de grandes cohortes par les pêcheries.

RESUMEN

Se revisaron los datos de frecuencia de tallas del atún blanco del Atlántico norte y sur y se llevaron a cabo análisis preliminares para su posible uso en los modelos de evaluación de stock. Normalmente, las CPC envían los datos de talla a la Secretaría en el marco de los requisitos de Tarea II; opcionalmente, las CPC pueden enviar datos de captura por talla, muestras de talla o ambos para las principales pesquerías que capturan atún blanco. Los datos de muestras de talla se revisaron, estandarizaron y agregaron a muestras de frecuencias de talla por unidad de stock, principal tipo de arte, principales pabellones pesqueros, trimestre y

¹ ICCAT Secretariat. Corazón de Maria 8, Madrid, Spain 28002. Mauricio.ortiz@iccat.int

año civil. Los análisis preliminares corroboran que es necesario contar con un número mínimo de peces medidos para garantizar la representatividad de la muestra de frecuencias de talla. Además, los indicadores de la forma de distribución (asimetría y curtosis) proporcionan información sobre si una muestra de tallas es adecuada. Para el stock del norte, la proporción de muestreo de tallas entre los principales artes pesqueros no es coherente con la proporción de la captura, en general, las pesquerías de cebo vivo y curricán son submuestras en comparación con las pesquerías de palangre. Para el stock del sur, solo hay un muestreo de tallas suficiente para el palangre y el cebo vivo. El número de peces medidos en el sur ha aumentado bastante en los últimos años en el stock del sur, mientras que para el atún blanco del norte el muestreo ha decrecido. El examen de las muestras de frecuencias de tallas seleccionadas presenta una progresión de las modas de tallas en varios artes y años, indicando que es posible identificar el paso de grandes cohortes por las pesquerías.

KEYWORDS

Mean size, Albacore tuna, Size frequency

1 Introduction

Size samples for Atlantic albacore have been regularly submitted by the main fishing fleets targeting both the northern and southern stock units. Size and Catch at Size (CAS) information has been used as input for length base models (Anon, 2010; Anon 2008), or for estimating Catch at Age matrices for age-structure models during past assessments (Anon 2010).

Following the recommendations and directions in the work plan for the Albacore assessment in 2013, the Secretariat is providing a review and preliminary analysis of the available size information. This report aims to identify size samples representative of the main fleets by year and quarter and to consolidate and standardized the available information as input for the different assessment models.

2 Data

The ICCAT albacore task II data comprises size information since 1956 to 2012. For the northern stock CAS by main fleets and size frequency samples are available from 1956 to 2011. However, number of size samples increased only after 1970, with the highest peak in the 1980's. Since then the size sampling as decline to about 40 thousand in recent years. For the Southern stock sufficient size samples started in the 1980's, follow by declines in the 1990's and increasing again in the 2000's to an average of 140 thousand samples per year (**Figure 1**).

Size and CAS data has been submitted by 37 CPCs and at least 30 different type of fishing gears. Fork length (FL) is the main size measurement reported (93%), but there are also weight frequency samples (WGT, 3.5%), curved FL, first dorsal (LD1), total length (TL) and opercula keel length (OPKELL) reports. Because the SCRS has adopted only one conversion factor for size (LD1 to FL), other size measures were excluded from further analyses. Not included in this analysis are also CAS or Partial CAS reported CPCs. Overall a total of 2,235,225 and 3,517,918 fish size measurements were available for the north and south stocks, respectively. Size ranges from 20 to 440 FL cm for the north stocks, and from 1 to 1000 FL cm for the south stock. A priori, it were excluded observations with FL sizes below 20 cm and above 200 cm, as the maximum size from most growth studies is about 160 FL cm (Ref). For standardization, all measures where converted to FL and rounded to 2 cm bin size intervals. Five main fishing gears were defined, longline (LL), bait-boats (BB), trolling (TR), gillnets (GN), rod & reel (RR), and others gears category (OT) which includes fewer size observations from purse-seines, hand lines, trawls and unclassified gears. Quarter was calculated from the month or quarter information provided; samples were assigned to the 1st and 3rd quarter for reports by semester or to 2nd quarter if reported yearly.

All size-frequency samples were then aggregated by major gear type, major fleet-CPCs, year and quarter. This generated 1,151 and 877 size frequency samples for the north and south stock respectively. Over these samples further analysis were perform to identified size frequencies that are likely non representative of a particular fishery.

3 Methods

The main purpose of size frequency input data is to provide information to the assessment models of the size and or age distribution of the catch. This requires that the size frequency data be representative of the fleet catch. In models where age composition is the input, normally the input CAA matrix is estimated from the combined CAS of all fleets. For north albacore, CAA has been generated from CAS by different approaches (Anon, 2010), if CPC report CAS for their fleets, this information is the main input to overall CAS, if only size frequency samples are provided, these are raised to estimate total CAS for a given particular fleet, or when neither CAS or Size data is available, a substitution size frequency data is used following the prior recommendations from the Albacore Working Group. In general, the substitutions are from comparable gear-area fleets.

However, with Catch-statistical models, size frequency samples are normally input as such and associated with a particular fleet type and index of abundance. This is the case for example for the Multifan-CL or the stock synthesis models. Either case, it is important to evaluate whether or not a given size-frequency sample is representative or not. Unfortunately this task is not a simple one. As done in prior analyses (Anon, 2010), normally a combination of statistical “indicators” is used to inform whether a size-frequency data is suitable or not. Of these indicators, sample size is the initial one to be evaluated. Then other indicators of the frequency distribution are evaluated often assuming that a “representative size sample” from a given gear-fleet and area-time strata should follow more and less a normal distribution.

Besides the evaluation of individual size frequency samples, it was considered also the proportionality between size samples and the total catch by major gears. In an ‘optimal’ sampling scheme, the percent of size samples by gear type should reflect the percent of catch by the different gears fleets within a given year.

4 Results and Discussion

With respect to the minimum number of fish within a size frequency sample it has been suggested 50 fish, based on variance analysis that indicates a stability of the variance for samples with 50 or more measurements (Anon 2010). In the case of albacore, a plot of the coefficient of variance (common scale of variance indicator) versus a category of number of fish per size-frequency sample (**Figure 2**) indicated, that for the northern stock, the variance of the size sampling increases as number of fish increases, showing a stability trend with samples over 50 fish at least for the major gears; longline, bait boat and troll. The picture is less clear for the south stock, but overall with 50 or more fish per size frequency sample, the variances tend to fluctuate much less for the main fishing gears (**Figure 2**).

Figure 3 shows the number of fish measured by year for each main fleet-gear type, red cells indicate size samples with less than 20 fish, green cells indicates more than 500 fish, the yellow shades the intermediate values, and empty cells no size samples. For the north stock troll and rod and reel, are poorly size sampled, for the south stock, longline samples from main fleets (Japan, Korea, Namibia) are particularly low or unavailable in recent years. The total numbers of size observations by year are comparable for the north and south stocks, except for the last decade when in the south the number of size observations has increased substantially while in the north it continue with a decreasing trend (**Figure 1**). However, it is not clear that all observations are strictly direct size measurements; large fluctuation by Fleet/gear/year may indicate that some cases correspond to raise CAS for that particular stratum. Unfortunately only CPCs can confirm these situations.

Figure 4 shows the catch by main gear (Task I) for the north and south albacore stocks. For the N-ALB, troll, bait boat and longline, respectively have been the main gears, accounting for over 95% from 1950 to 1980 and over 70% afterwards. Since 1980, trawl and other surface gears account for about 15-25% of the catch. A comparison of the percent of size samples per main gear against the percent of the catch by gear by year was performed. It is expected that within an “optimal size sampling”, these proportions were similar. If these percentages were equally distributed, the ratio Size Sample/Catch by gear should be close to 1. Values of these ratio well below 1 (e.g. <0.1) may indicate that a particular catch from that gear was under-sampled, while values much greater than 1 (e.g. > 10) were over-sampled. The results indicated that the size-sampling for the longline has been over-sample in particular in the early years (1956-1967) and in the last decade (2004-2011) for the northern stock.

On the other hand, the troll and bait-boat show an proper sampling from 1968 to 1978, thereafter a rather large under-sampling, that in the last decade is about only 2% of what should be if compare to the catch percentage distribution. Finally, the trawl size sampling was over-sampled in the initial phase of this fishery (1980-1990) and under sampled in the last decade (2002-2011).

For the S-ALB, the bulk of the catch is by the longline and bait-boat fleets (over 95% since 1956). In the south, size sampling show a better distribution by gear, with slight under-sampling of the bait-boat particularly in the latest years. It is to note however, that these ratios of size samples/ catch doesn't account for particular flag-fleets as shown in **Figure 2**. In some instances, particular fleets are under sampled or have only submitted CAS and not the original size sample distributions.

The next evaluation was the skewness and kurtosis trends of each size-frequency sample. As indicated a size-frequency sample is been defined as the aggregated size measures by stock unit, fleet, gear, year and quarter. **Figure 6** shows the trends of skewness and kurtosis by stock unit of 2,028 size frequency samples, and **Figure 7** shows the average skewness as function of the sample size. First, with increase sample size the variation in skewness decreases, second with sufficient samples, there is a slight positive skewness for main gears, corresponding with a left heavier size-frequency distributions, which it can be expected with predominance of younger size/ages as function of natural and fishing mortality. The distribution of skewness however indicates that there are size-frequency samples with extreme values of skewness either positive or negative, which were also correlated with lower number of fish measurements. Samples with skewness outside the 90% quantile (skewness < -1.32 or skewness > 1.36) were considered non-representative and were excluded from further analyses. Similarly the kurtosis also indicated that in general size-frequency samples tend to show a leptokurtic shape or a peaked distribution of median sizes. By main gear, also the number of size measures did have an impact in the mean kurtosis, with increased sample size, the size-frequency distributions show a more normal distribution with values of kurtosis close to zero, at least for the north ALB stock (**Figure 7**). However, for the south ALB stock, kurtosis increased with sample size for most gears. Similar as with skewness, it was considered non-representative size frequency samples which estimated kurtosis was outside of the 90% quantile (kurtosis < -1.17 or kurtosis > 6.51).

After the evaluation of sample size, skewness and kurtosis, of the 2028 size-frequency samples, 1380 (66%) were concluded as representative of the catch for albacore stocks; 728 for the north ALB and 642 for the south ALB. **Figure 8** shows the annual trend of the medians for each size frequency samples by major gear and stock unit. Troll and gillnet catch on general smaller north albacore compare to other gears. It appear to be more annual variation of albacore mean size for the northern baitboat fishery, compare for example with the longline, but catching similar size fish overall. Instead in the south, the baitboat fishery catches consistently smaller fish compared with the longline fisheries.

Figures 9 and **10** show the histogram distributions by stock and major gear for each year. For the north-ALB stock, the size distribution shows bimodal patterns for some years which are consistent with different cohorts moving through the fishery, for example from 1972 to 1978, 1985 to 1988. While in the 1990's the catch size shows a single mode trend with rather not variation in mean size or size ranges. In the 2000s' instead it re-appeared the bimodal size distributions with some indications of cohorts moving through in 2005 to 2010. For the northern longline fishery, the size is more characteristic of an unimodal distribution at least from the 1960 until the 2000's, while in recent years 2008 forward it shows a bimodal or more peaks distributions. The range of size is wider for the longline fleet having fish from 60 to 140 cm in almost all years. The troll gear show a predominant catch of small albacore in the north, with some multimode distributions since de 1970's, except for the 2002 to 2004 period when the size distribution is more unimodal and towards larger size fish. The rod and reel gear show also a wider size distributions but unclear if multimodal or not due to the limited sampling in most years. The gillnet size distribution catch also is primarily of smaller fish (50-80 cm FL), except in 1995. Finally the Other gears category shows rather non-informative size distributions. The low sampling, and mixture or gears preclude any conclusion.

For the S-ALB, the size distributions of the catch show a model about 80 cm with a unimodal size distribution, for most years, some indications of cohorts also for 1993-95, 2005-2007. The range of fish caught however is wider with fish from 50 to 140 FL cm. By comparison the longline catch size distributions are wider in the south with an ample range of sizes from 50 to 200 FL cm; the general trend is a multimodal distribution by years with some sequential size increases of the mode, indicating again cohorts moving through the fishery. As in the north, the others gear category provide little information of the catch size distribution.

Literature Cited

Anon. 2010c, Report of the 2009 ICCAT Albacore stock assessment session (*Madrid, Spain, July 13 to 18, 2009*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1113-1253.

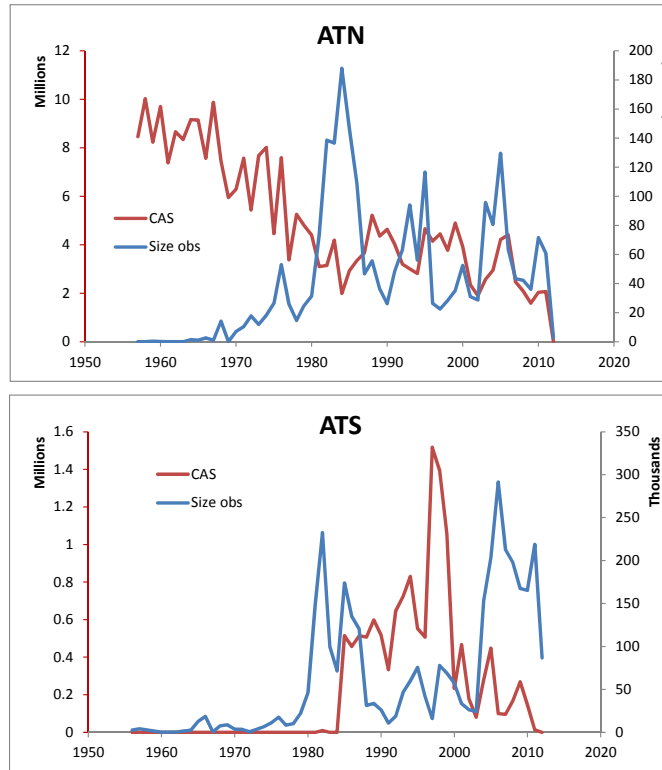


Figure 1. Number of CAS and Size samples ICCAT DB by year for the northern (top) and south albacore stocks.

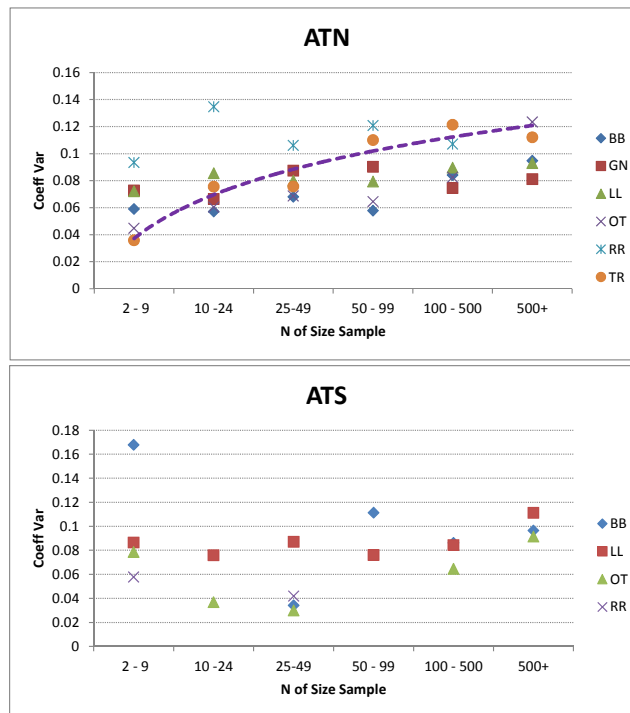


Figure 2. Mean relative variance (expressed as average of coefficients of variation) as function of the number of fish per size-frequency samples by major fishing gear. The x-axis shows the six categories of numbers of fish per sample. Each point represents the average from size-frequency samples of a given stock, fleet, gear, year and quarter strata. The broken line indicates the general trend of the data for the north stock.

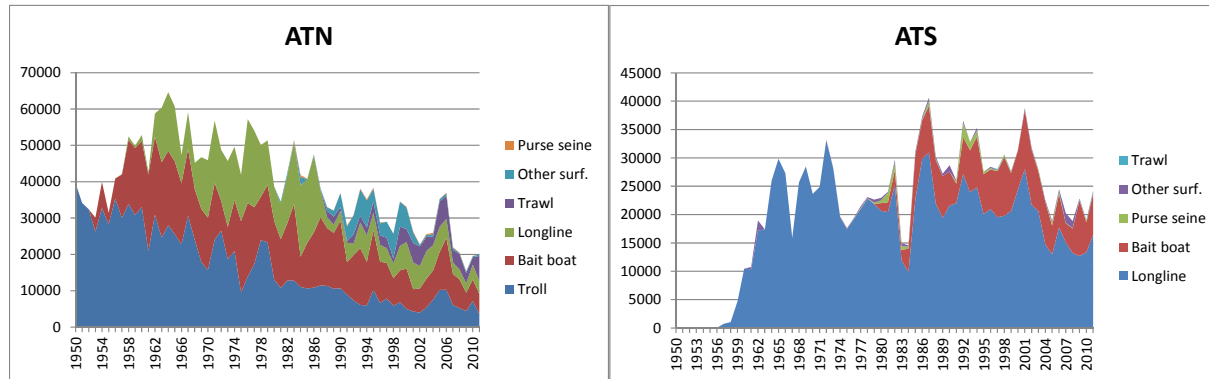


Figure 4. Distribution of catch (Task I) by main gear type for the north (ATN) and south (ATS) albacore.

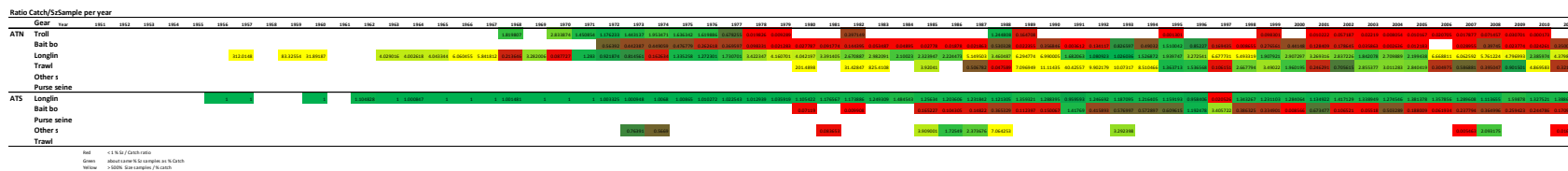


Figure 5. Annual ratios of the proportion of size samples and the catch (task I) by main gear. Ratios at or near to 1 indicate sufficient and comparable size sampling for a given gear (green cells), values well below 1 (e.g. <0.1, red cells) indicate possible under-size sampling, while values well above 1 (e.g. > 5, yellow cells) indicate substantial over-size sampling.

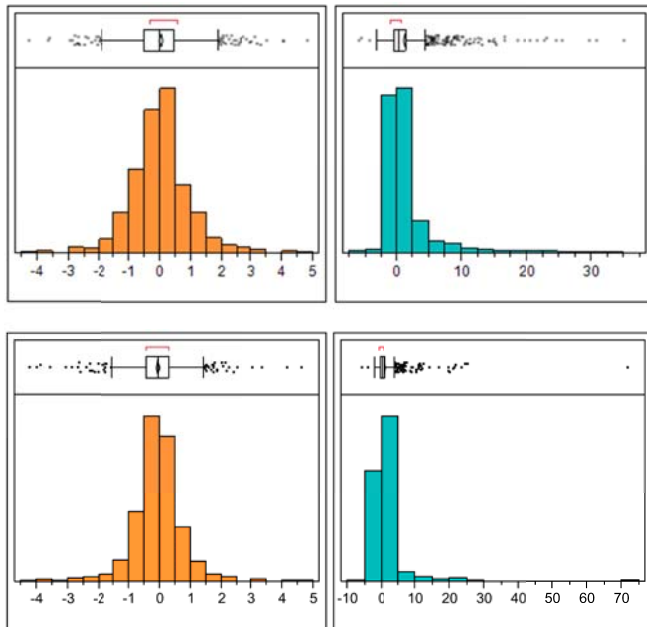


Figure 6. Distribution of Albacore size frequency samples skewness (left column) and kurtosis (right column) for the north (top row) and south (bottom row) stock.

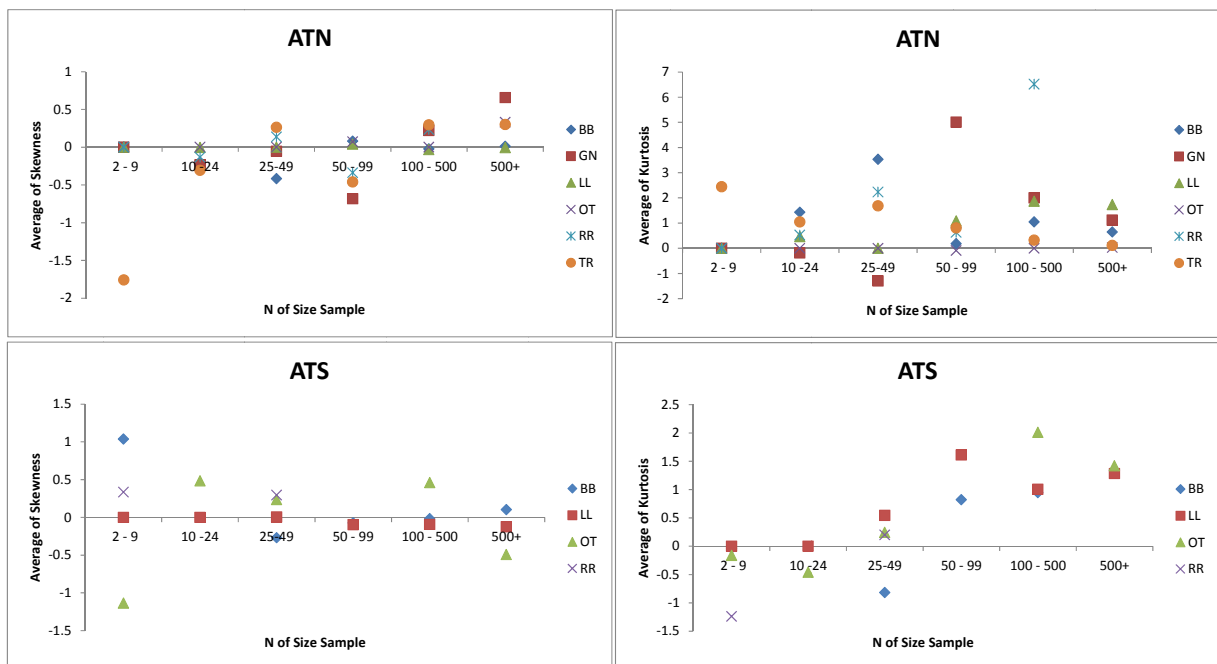
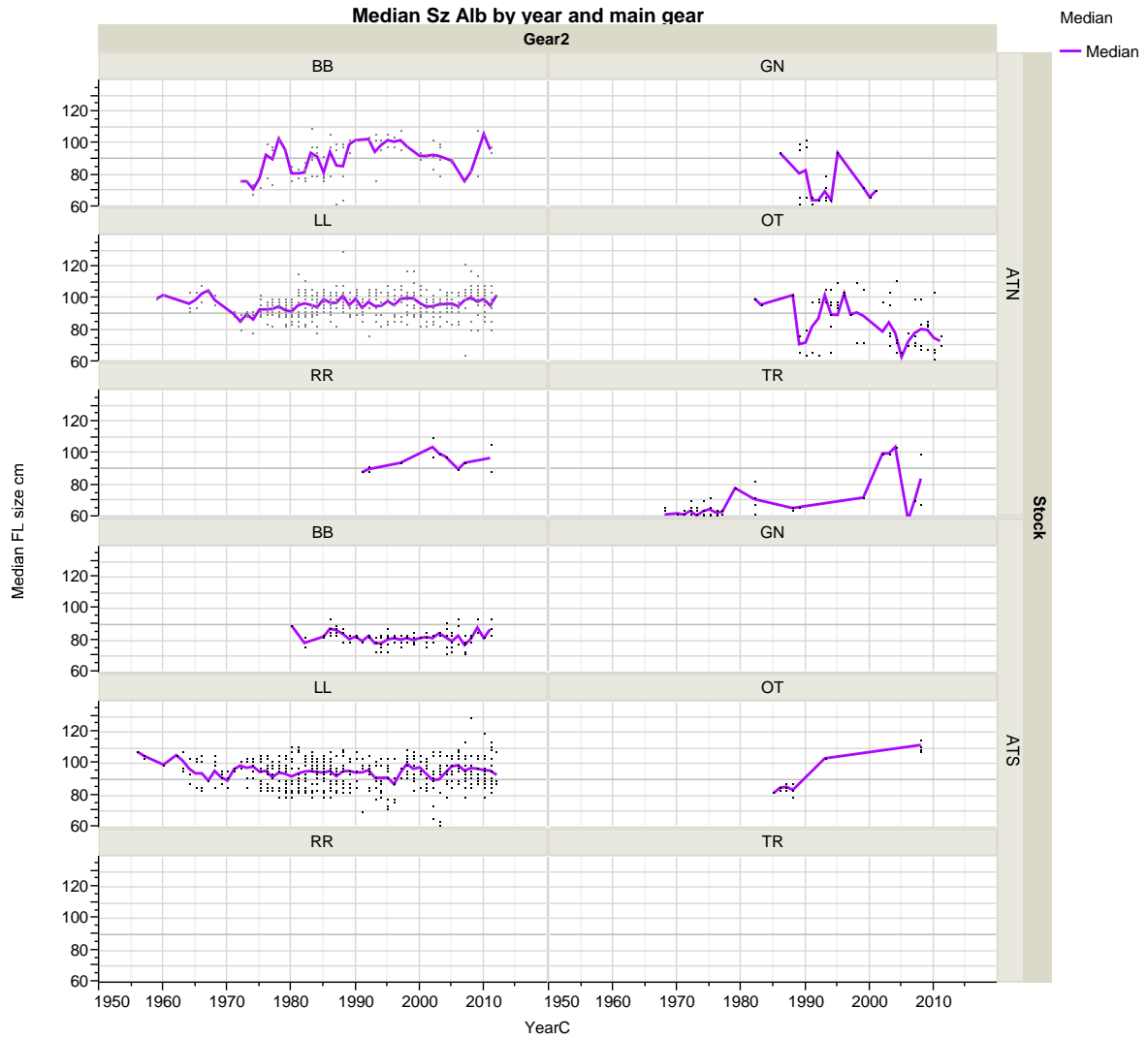


Figure 7. Mean skewness (left column) and kurtosis (right column) as function of the number of fish per Size-frequency samples of albacore by major fishing gear



Where(657 rows excluded)

Figure 8. Mean annual trends (solid line) of median size (FL cm, dots) for Albacore stocks by major fishing gear. The plot represents those size-frequency samples considered representative of the catch (see text for details).

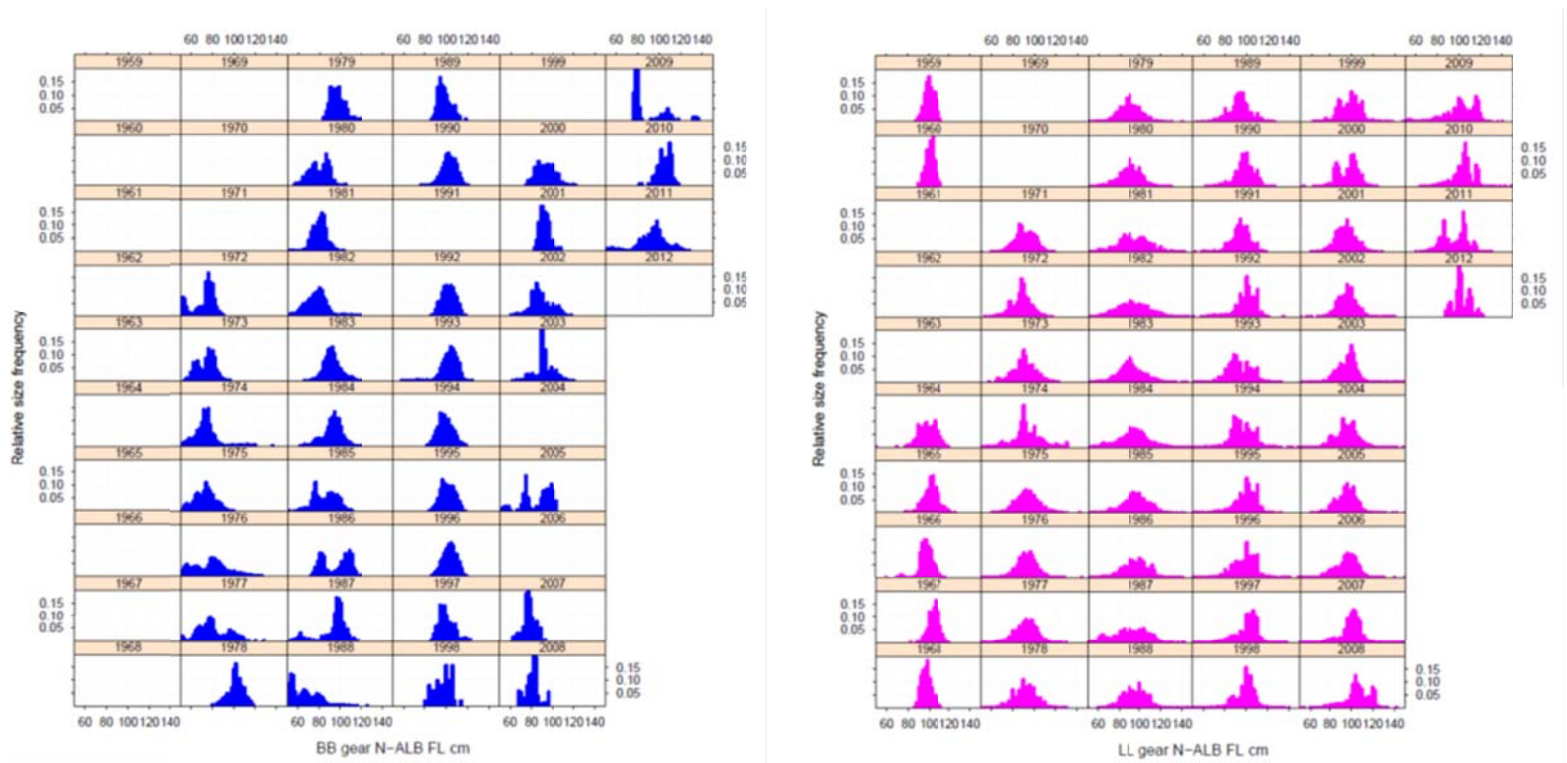


Figure 9. North Albacore relative size frequency distributions by year and main fishing gear 1959 – 2012. Left baitboat fisheries, right longline fisheries.

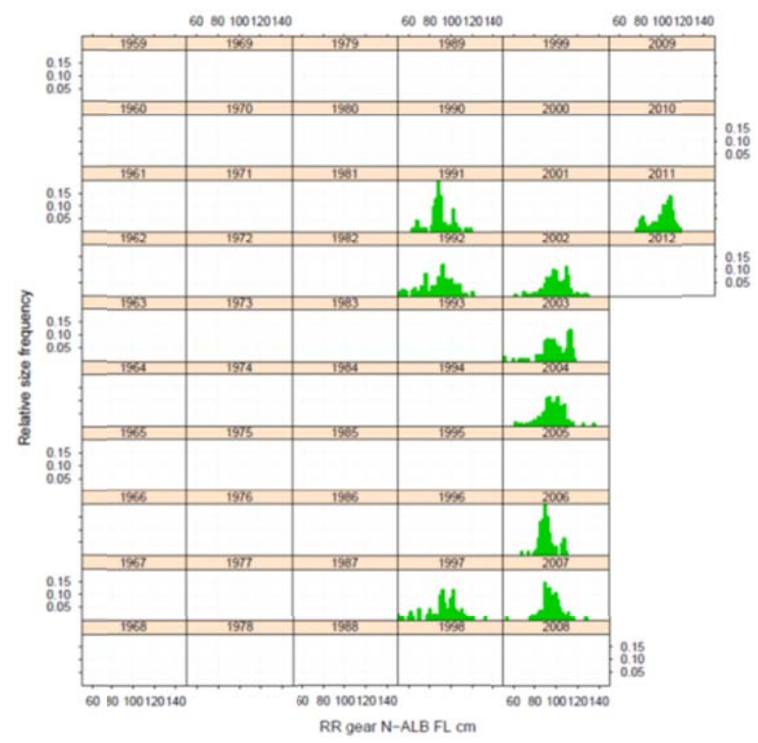
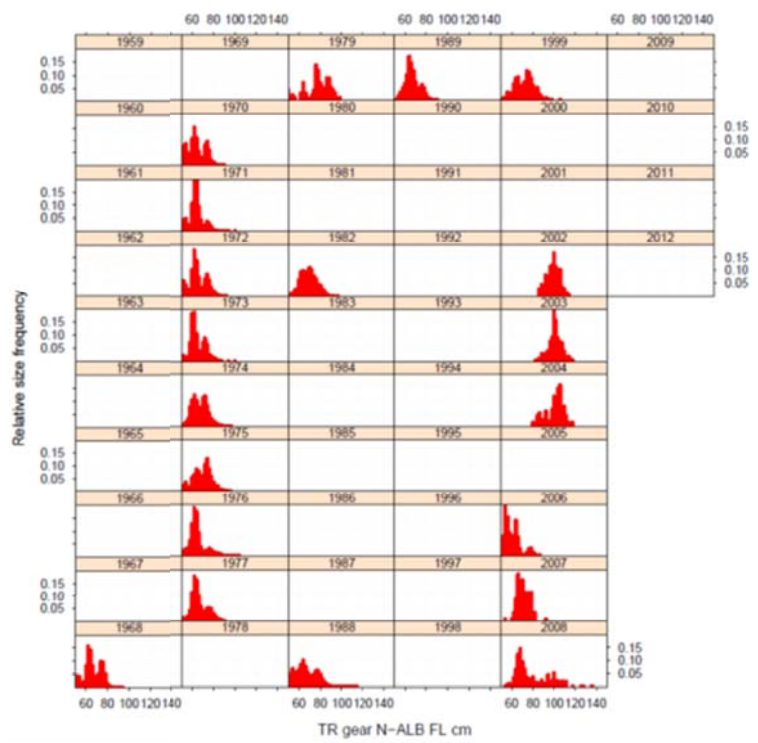


Figure 9. Continuation. North Albacore relative size frequency distributions by year and main fishing gear 1959 – 2012. Left trawl fisheries, right rod & reel fisheries.

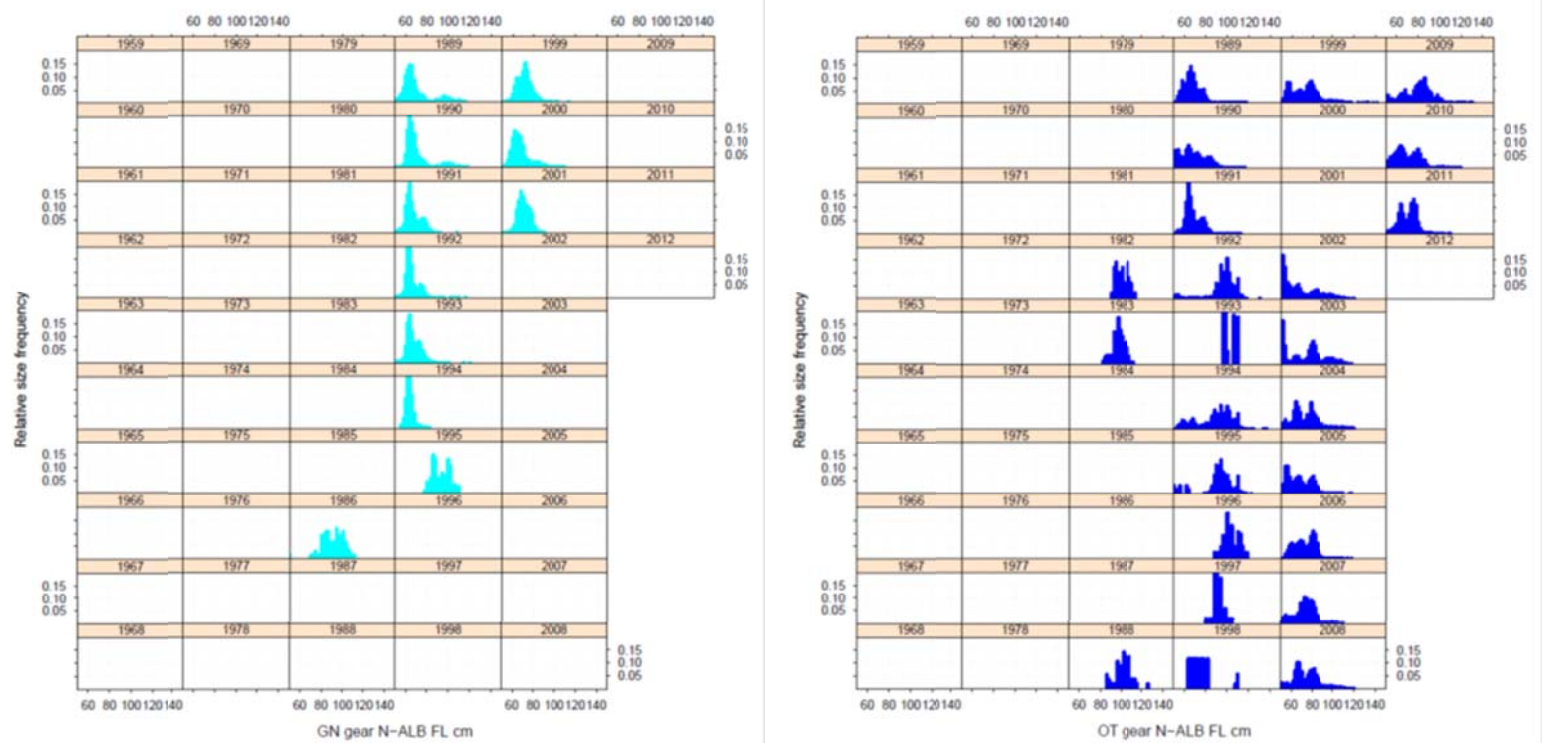


Figure 9. Continuation. North Albacore relative size frequency distributions by year and main fishing gear 1959 – 2012. Left gillnet fisheries, right other fisheries.

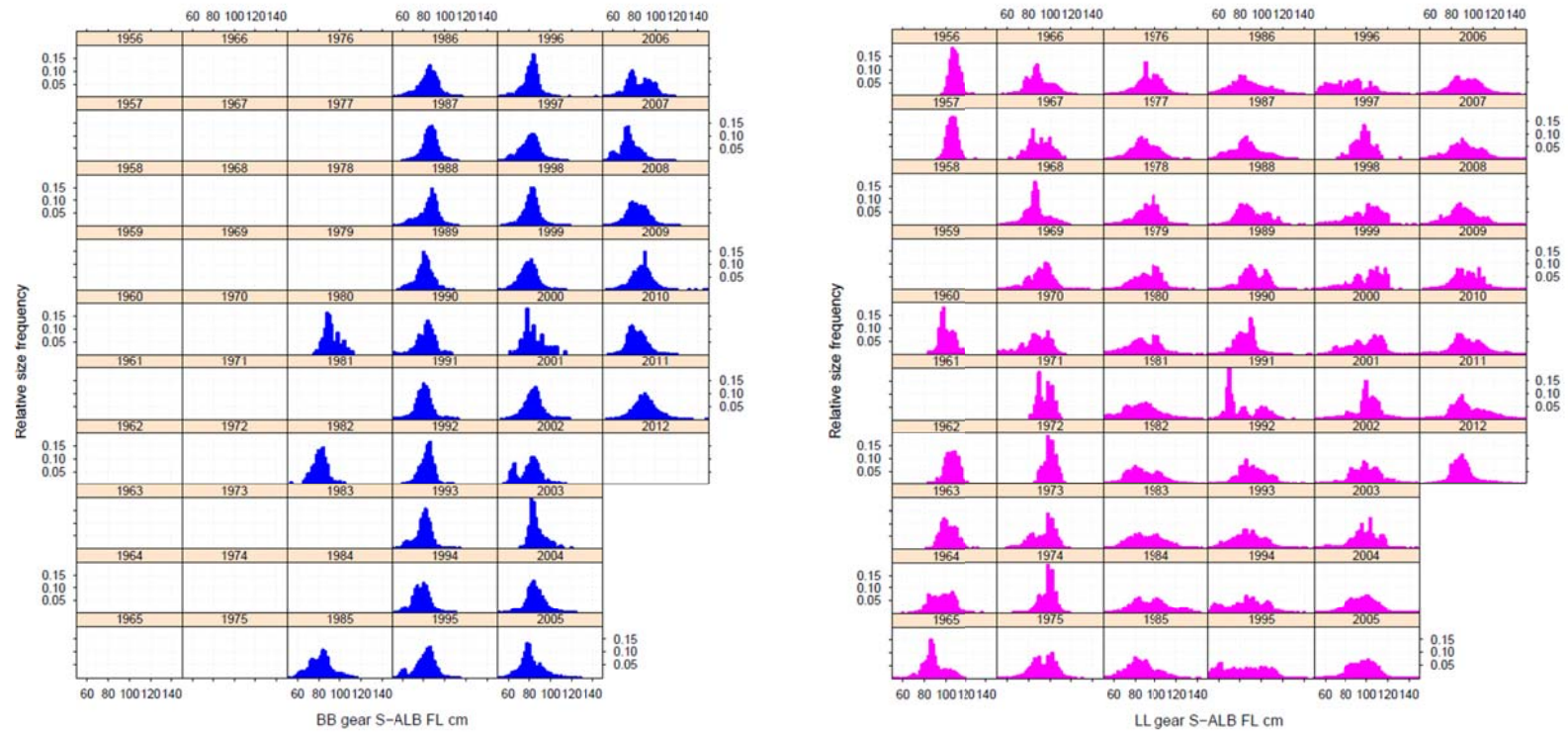


Figure 10. South Albacore relative size frequency distributions by year and main fishing gear 1956 – 2012. Left baitboat fisheries, right longline fisheries.

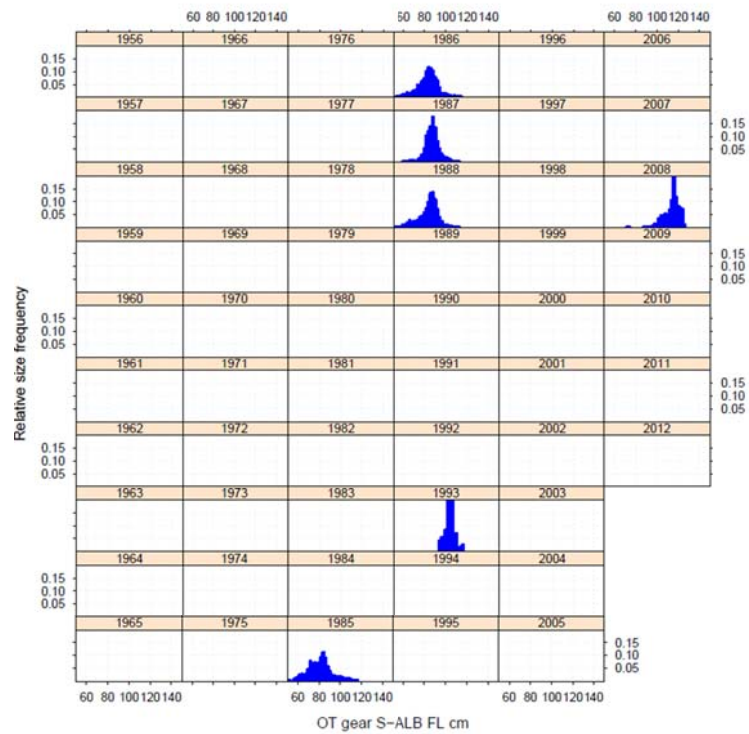


Figure 10. Continuation. South Albacore relative size frequency distributions by year and main fishing gear 1956 – 2012. Other fisheries.

STANDARDIZED CATCH INDICES OF ALBACORE TUNA, *THUNNUS ALALUNGA*, FROM THE UNITED STATES PELAGIC LONGLINE FISHERY

Matthew V. Lauretta¹, Eric S. Orbesen¹, Michael Schirripa¹, and Guillermo A. Diaz¹

SUMMARY

Catch and effort data from the United States pelagic longline fishery operating in the Atlantic Ocean were analyzed to estimate indices of abundance for two periods, 1987 to 2004 and 2005 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. A delta-lognormal, generalized linear mixed model was used to evaluate multiple factors for each period, including year, season, area, and gear characteristics. Significant factors included season and area in the binomial (logit link) regressions of the proportion of positive sets for both periods. Significant factors in the Gaussian (identity link) regressions of the log_e-transformed positive catch rates included year, area, season and their interactions. The number of light sticks was determined to be a significant factor for the period 2005 to 2011. Standardized abundance indices are presented along with estimates of uncertainty. A continuous time series model is also included for comparison, which assumes no change in catchability associated with the switch from J hooks to circle hooks.

RÉSUMÉ

Les données de prise et d'effort de la pêcherie palangrière pélagique des États-Unis opérant dans l'océan Atlantique ont été analysées pour estimer les indices de l'abondance de deux périodes: 1987-2004 et 2005-2011. Les deux périodes ont été modélisées séparément afin de tenir compte d'un changement de toute la flotille dans la configuration de l'engin en réponse aux exigences réglementaires concernant l'utilisation d'hameçons circulaires depuis août 2004. Un modèle mixte linéaire généralisé delta-lognormal a été utilisé pour évaluer de multiples facteurs pour chaque période, dont l'année, la saison, la zone et les caractéristiques de l'engin. Des facteurs significatifs incluaient la saison et la zone dans les régressions binomiales (lien logarithmique) de la proportion d'opérations positives pour les deux périodes. Des facteurs significatifs dans les régressions gaussiennes (lien d'identité) des taux de capture positive traités par transformation logarithmique incluaient l'année, la zone, la saison et leurs interactions. Il a été déterminé que le nombre de bâtons lumineux était un facteur significatif pour la période 2005-2011. Des indices d'abondance standardisés sont présentés ainsi que des estimations de l'incertitude. Un modèle de série temporelle continue est également inclus à des fins de comparaison, qui postule l'absence de changement de la capturabilité associée au passage d'hameçons en forme de J aux hameçons circulaires.

RESUMEN

Se analizan los datos de captura y esfuerzo de la pesquería de palangre pelágico de Estados Unidos que opera en el Atlántico para estimar los índices de abundancia para dos periodos, desde 1987 a 2004 y desde 2005 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. Se utilizó un modelo mixto lineal generalizado delta-lognormal para evaluar factores múltiples para cada periodo, lo que incluye año, temporada, área y características del arte. Los factores significativos incluían temporada y área en las regresiones binomiales (vínculo logarítmico) de la proporción de lances positivos para ambos periodos. Los factores significativos en las regresiones gaussianas (vínculo de identidad) de las tasas de captura positivas transformadas logarítmicamente incluían año, área, temporada y sus interacciones. Se determinó que el número de bastones de luz era un factor significativo para el periodo de 2005 a 2011. Se presentan los índices de abundancia estandarizados junto con las estimaciones

¹ NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL, 33149-1099, USA. Email: matthew.lauretta@noaa.gov

de incertidumbre. Se incluye asimismo un modelo de serie temporal continua con fines comparativos, que asume que no hay cambios en la capturabilidad asociada con el cambio de anzuelos en forma de J a anzuelos circulares.

KEYWORDS

Catch/effort, Tuna fisheries, Commercial fishing, Long lining, Fishery statistics, Albacore

1 Introduction

The United States pelagic longline fishery has operated in the northwest Atlantic Ocean since the 1960s, primarily targeting swordfish and tunas, and occasionally sharks. Regulatory requirements to document longline fishing activities in vessel logbooks have been in effect since 1987, which provide a record of fishing effort and catch for the fleet, as well as information on set location, gear configuration, and other fleet characteristics. An 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. Albacore tuna (*Thunnus alalunga*) are not targeted by the U.S. longline fleet, but are caught and retained for commercial sale in addition to other target species. To date, no size restrictions have been placed on the catch of albacore, and logbook catch information for this species are likely more accurate than species that are frequently discarded. Data from pelagic longline logbooks and pelagic observer program were analyzed to estimate standardized indices of abundance for albacore. This report documents the analytical methods and provides abundance indices for two periods 1987 to 2004 and 2005 to 2011, as well as a continuous time series.

2 Material and methods

The statistical methods used in this analysis were similar to those presented by Ortiz (2010) for the previous standardization of albacore indices from the U.S. longline fleet, with the exception that the time series was separated into two periods, 1987 to 2004 and 2005 to 2011. The two periods were modeled separately to account for a fleet-wide regulatory requirement to use circle hooks, exclusively, beginning August 2004. A continuous time series model was also ran to compare with the split time series model. Several data exclusions were applied, similar to those presented by Ortiz (2010), including the removal of bottom longline sets and sets with less than 100 hooks; however, additional exclusions included sets within the Gulf of Mexico, Caribbean Seas, and Atlantic Ocean south of latitude 13 as these areas are thought to be outside the normal range of the stock. We also excluded areas that had a closure regulation in effect during any time between 1987 and 2011, as opposed to the previous analysis which included records from closed areas and tested for an area closure effect. The one exception was the Northeast Distant Waters region (NED) 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. Additional differences in methods from the previous assessment included the list of covariates tested. We did not test for vessel characteristics (denoted OP in the database) since inputs for this field have changed over the period of record and values are not expected to be consistent across the time series. Gear configuration factors tested in this analysis included the number of light sticks and number of hooks between floats, which is representative of the longline configuration and species targeted with relatively few hooks between floats in shallow sets and greater numbers for deeper sets. Ortiz (2010) used the proportion of swordfish caught as an indicator of species targeted. Lastly, we did not test bait characteristics as information for this field was missing for a large number of sets.

2.1 Data exclusions

The following records were excluded from the U.S. pelagic longline logbook database for the analysis of albacore standardized catch rates:

- Data from the year 1986 were excluded as mandatory logbook reporting requirements were effective beginning in 1987.
- Data from the Mid-Atlantic region south of Latitude 13, Gulf of Mexico, and Caribbean Sea were excluded since these regions are believed to be outside of the normal geographical range of albacore
- Data from regions with closed area regulation in effect were excluded
- Records with missing date information or with clear errors in the recorded date

- Records without a defined location
- Records with the # hooks less than 100 or the # hooks less than the # of fish caught
- Bottom longline sets
- Records from the E and S hemispheres

2.2 Data classifications

The following classifications were made to define factors:

Class variables:

- Year (period 1): 1987 to 2004 (Jan-Jul)
- Year (period 2): 2004 (Aug-Dec) to 2011
- Season: Jan-Mar, Apr-Jun, Jul-Sep, Oct-Dec
- Area: Florida East Coast (22 to 30 latitude, 71 to 82 longitude), 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)
- Hook_set: the number of hooks between floats was used as an indicator of gear configuration, with relatively few hooks between floats (0-3) representative of shallow longline sets, and greater number of hooks (>3) indicative of deeper sets.
- Hook_reg: bivariate class denoting if the circle hook regulation was in effect (used for the continuous time series model).

Numeric variables:

- HBFL: the number of hooks between floats
- Light sticks: the number of light sticks used on the longline set

2.3 Generalized linear models

The Lo method (Lo *et al.* 1992) was applied to develop abundance indices for each period, with separate analyses conducted on the proportions of longline sets that captured at least one albacore tuna (positive sets), and the catch rates of the positive sets. An individual longline set was considered a sample unit with fishing effort measured as number of hooks. The catch rate of albacore was modeled as the number of fish per 1,000 hooks. The procedure involved the standardization of yearly changes in proportion positives and catch rates of positive sets, accounting for covariates which have a significant effect on either response variable. Factors considered included year, season (Jan-Mar, Apr-Jun, Jul-Sep, Oct-Dec), area (East Coast of Florida, South Atlantic Bight, Mid-Atlantic Bight, Northeast Coastal Atlantic, Northeast Distant Waters, and Sargasso Sea) and gear configuration (number of light sticks and hook configuration).

The analysis used a generalized linear mixed model (GLMM) approach with the proportion of successful (i.e. positive observations) sets per stratum assumed to follow a binomial distribution with a logit link function where the estimated probability of capturing at least one albacore was modeled as a linearized function of fixed factors, such as year, month, area, or hook configuration. Similarly, the \log_e -transformed catch rate on positive sets was modeled as a function of similar fixed factors with an assumed Gaussian distribution, using the identity function as a link.

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. All potential fixed effects were tested in this fashion, and then all possible two-way interaction effects between year and

significant fixed factors were tested using AIC model selection criteria (Akaike 1974). Two-way interactions with factors other than year were not tested to avoid model overparameterization as the number of estimated parameters approached the number of samples. Models were constructed as the set of significant fixed factors, with significant year interactions modeled as random effects to avoid model overparameterization by attempting to estimate all coefficients for two-way year interactions. Inclusion of random factors was determined by model comparisons based on Akaike Information Criteria (AIC, Akaike 1974). The final model then, included any significant single-term fixed effects and random effect (year*factor) interactions.

The product of the standardized proportion positives and the standardized positive catch rates was used to calculate overall standardized catch rates. For comparative purposes, a relative index of abundance was obtained by dividing the standardized catch rates in each series by the mean value across the time series. The standardized indices were estimated assuming a continuous time series model from 1987 to 2011, and 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 GLMMs for the period prior to circle hook regulations, 1987 to July 2004, and the period after the circle hook regulation was put in effect, August 2004 to 2011. Standardized indices are presented for both model structures along with estimates of uncertainty.

3 Results and discussion

3.1 Geographic coverage

The spatial distributions of 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 U.S. eastern 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 Catch fraction

The fraction of albacore in the U.S. longline catch ranged from approximately 1% to 8% over the time series, with a mean catch fraction of approximately 4% (**Figure 2**). The proportion of sets that captured albacore ranged from 10 to 30%, with an increasing trend observed from 1987 to 2011 (**Figure 3**).

3.3 Time Series Continuity

The albacore catch time series is split into two time periods 1987 to 2004 (Jan-Jul) and 2004 (Aug-Dec) to 2011 to account for a regulatory change implemented in August 2004. A continuous time series from 1987 to 2011 was also modeled for comparison with the split series GLMM. The albacore catch data in logbooks are believed to be relatively accurate due to the fact that albacore are retained by the fleet for sale, no regulatory restrictions have been placed on the catch of albacore (i.e. no size or catch limits), and therefore the majority of captured albacore are likely recorded.

3.4 Standardized Indices

Season and area were identified as significant factors in all regression models for albacore tuna. Year*area interactions were significant for the binomial regression of proportion positive sets for the period 1987 to 2004. Year*season and year*area interactions were significant in the positive catch rate GLMMs for both time periods. In addition, the number of light sticks was significant in the positive catch rate model for the period 2005 to 2011. Results from the model development procedure for the continuous and split time series models, and the final selected models are listed in **Table 1**. Descriptive statistics and annual standardized indices for the continuous time series model are presented in **Table 2**. The seasonal estimates from the continuous time series GLMM results are provided in **Table 3**. The annual and seasonal model indices for the split time series model are provided in **Tables 4** and **5**. Comparison among the nominal catch rate time series, indices from the prior updated assessment (Ortiz 2010), and the current standardization models (split and continuous time series) estimates are presented in **Figure 4**. **Figure 5** displays the standardized indices and 95% confidence intervals for the split time series model.

3.5 Model diagnostics

The distributions of log_e-transformed positive catch rates were approximately normally distributed for most years (**Figure 6**), indicating relatively good fit to the Gaussian model. Quantile-to-quantile plots indicated deviance from the normal probability distribution at the lower and upper tails, with relatively good fit near the mode of the distribution. Residuals of the generalized linear mixed models indicated appropriate fit to the catch rate data (**Figure 7**).

3.6 Size structure of albacore catch

The majority of albacore caught on pelagic longlines ranged between 60 and 120 cm, with a mode at approximately 100 cm for most years (**Figure 8**). In general, a larger size range of albacore was captured during the early time period (1992-1994) compared to later years. The mean weight of albacore captured on longlines ranged between 35 and 45 pounds for the period 1992 to 2011, with no distinct change over the last two decades (**Figure 9**).

4 Literature cited

- Akaike, H. 1974, A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* 19 (6): 716–723.
- Lo, N.C., Jackson, 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. 2010, Standardized catch rates for albacore tuna (*Thunnus alalunga*) from the U.S. pelagic longline fleet 1986-2008. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(4): 1338-1356 (2010).

Table 1. Model selection criteria summary using deviance reduction by iterative inclusion of fixed factors, and chi-square test for significance. Interaction terms, shown in italics, were modeled as random effects and asterisks denote significance based on AICc criteria.

Continuous Time Series Model 1987 to 2011

Model	df	Deviance	Dev/df	% Reduction	Loglike	ChiSq	Pr_ChiSq
Proportion Positive Trips							
Null	144634	155873	1.08		-77937	NA	NA
Area	144629	141640	0.98	9.1	-70820	14233	<0.001
Area Season	144626	137561	0.95	2.9	-68781	4079	<0.001
Area Season Year	144602	136050	0.94	1.1	-68025	1511	<0.001
Area Season Year Year*Season	144530	133486	0.92	1.8	-66743		*
Area Season Year Year*Season Year*Area	144413	130431	0.90	2.2	-65215		*
Postive Catch Rates							
Null	36246	30938	0.85		-48562	NA	NA
Season	36243	28597	0.79	7.6	-47136	2852	<0.001
Season Year	36219	27520	0.76	3.7	-46440	1392	<0.001
Season Year Area	36214	26809	0.74	2.6	-45966	949	<0.001
Season Year Area Lights	33241	24248	0.73	1.5	-41950	92	<0.001
Season Year Area Lights Year*Area	33126	23268	0.70	3.7	-41263	1374	<0.001
Season Year Area Lights Year*Area Year*Season	33054	22657	0.69	2.4	-40820		*

Split time series model 1987 to 2004 (Jan-Jul), and 2004 (Aug-Dec) to 2011

Model	df	K	Deviance	Deviance/df	% Reduction	Loglike	Chi-sq Pr
Proportion positive sets 1987 to 2004							
NULL	109081	1	115721	1.06		-57861	
AREA	109076	7	105682	0.97	8.7	-52841	<0.001
AREA SEASON	109073	11	102784	0.94	2.7	-51392	<0.001
AREA SEASON YEAR	109056	29	101800	0.93	0.9	-50900	<0.001
AREA SEASON YEAR YEAR*AREA	108974	113	98906	0.91	2.8	-49453	*
Proportion positive sets 2004 to 2011							
NULL	33862	1	37753	1.11		-18876	
AREA	33857	7	32806	0.97	13.1	-16403	<0.001
AREA SEASON	33854	11	31446	0.93	4.1	-15723	<0.001
AREA SEASON YEAR	33848	19	31192	0.92	0.8	-15596	<0.001
Positive catch rates 1987 to 2004							
NULL	26886	1	23069	0.86		-36092	
SEASON	26883	5	21361	0.79	7.4	-35058	<0.001
SEASON YEAR	26866	23	20576	0.77	3.6	-34555	<0.001
SEASON YEAR AREA	26861	29	20121	0.75	2.2	-34254	<0.001
SEASON YEAR AREA YEAR*AREA	26779	113	19372	0.72	3.4	-33744	*
SEASON YEAR AREA YEAR*AREA YEAR*SEASON	26729	181	18922	0.71	2.1	-33428	*
Positive catch rates 2004 to 2011							
NULL	8741	1	7079	0.81		-11482	
SEASON	8738	5	6459	0.74	8.7	-11081	<0.001
SEASON LIGHTS	7577	6	5250	0.69	6.3	-9365	<0.001
SEASON LIGHTS AREA	7572	12	5078	0.67	3.2	-9239	<0.001
SEASON LIGHTS AREA YEAR	7566	20	5020	0.66	1.1	-9195	<0.001
SEASON LIGHTS AREA YEAR YEAR*AREA	7538	54	4914	0.65	1.8	-9114	*
SEASON LIGHTS AREA YEAR YEAR*AREA YEAR*SEASON	7520	82	4787	0.64	2.4	-9015	*

Table 2. Summary statistics and standardized indices of albacore from the continuous time series model.

Year	n	Effort (million hooks)	Catch (# of fish)	Positive trips	Nominal CPUE	Standardized Index	Index 95CI_LL	Index 95CI_UL	Index CV
1987	5,871	2.22	1,949	697	0.88	0.91	0.33	1.48	0.32
1988	6,528	2.78	2,833	788	1.02	0.76	0.28	1.24	0.32
1989	8,156	3.55	4,080	1,339	1.15	0.72	0.27	1.17	0.32
1990	7,767	3.37	8,464	1,869	2.51	1.06	0.41	1.72	0.31
1991	7,161	3.58	9,540	1,974	2.67	0.98	0.37	1.58	0.32
1992	7,088	3.95	5,437	1,402	1.38	0.81	0.31	1.31	0.32
1993	7,301	4.38	9,226	2,031	2.10	1.26	0.48	2.03	0.32
1994	8,049	5.07	10,359	2,392	2.04	1.56	0.60	2.52	0.31
1995	8,504	5.85	13,940	2,586	2.38	1.37	0.53	2.21	0.31
1996	6,601	4.39	4,147	1,455	0.94	1.20	0.46	1.95	0.32
1997	6,278	4.26	6,840	1,783	1.60	1.37	0.52	2.22	0.32
1998	5,464	3.70	7,026	1,732	1.90	1.16	0.44	1.89	0.32
1999	4,848	3.24	8,179	1,559	2.52	1.04	0.39	1.69	0.32
2000	4,713	3.19	7,153	1,220	2.24	1.20	0.46	1.94	0.32
2001	4,818	3.20	9,060	1,583	2.83	1.49	0.52	2.45	0.33
2002	4,070	2.78	5,937	1,237	2.14	1.06	0.36	1.76	0.34
2003	3,636	2.50	4,417	944	1.77	0.68	0.23	1.13	0.34
2004	3,918	2.88	5,049	914	1.76	0.67	0.24	1.09	0.32
2005	3,671	2.65	4,307	865	1.62	0.69	0.25	1.13	0.32
2006	3,933	2.83	4,149	812	1.47	0.55	0.20	0.90	0.33
2007	4,660	3.21	5,076	999	1.58	0.65	0.24	1.07	0.33
2008	5,256	3.82	4,798	1,079	1.26	0.55	0.20	0.90	0.33
2009	4,845	3.61	5,419	1,251	1.50	0.93	0.34	1.51	0.32
2010	5,577	4.33	6,411	1,703	1.48	0.97	0.36	1.59	0.32
2011	5,921	4.52	10,163	2,033	2.25	1.37	0.52	2.22	0.32

Table 3. Seasonal albacore abundance indices from the continuous time series model.

Year	Season	Index	95CI_LL	95CI_UL	CV
1987	Jan-Mar	1.87	0.86	2.88	0.28
1987	Apr-Jun	0.22	0.09	0.34	0.30
1987	Jul-Sep	0.53	0.26	0.81	0.26
1987	Oct-Dec	1.12	0.54	1.70	0.27
1988	Jan-Mar	1.03	0.46	1.60	0.28
1988	Apr-Jun	0.18	0.07	0.28	0.30
1988	Jul-Sep	0.53	0.26	0.81	0.26
1988	Oct-Dec	1.24	0.61	1.87	0.26
1989	Jan-Mar	0.44	0.21	0.67	0.27
1989	Apr-Jun	0.22	0.10	0.34	0.27
1989	Jul-Sep	0.58	0.29	0.88	0.26
1989	Oct-Dec	1.65	0.85	2.44	0.25
1990	Jan-Mar	0.62	0.31	0.94	0.26
1990	Apr-Jun	0.23	0.11	0.36	0.28
1990	Jul-Sep	1.54	0.80	2.28	0.25
1990	Oct-Dec	1.89	0.98	2.80	0.25
1991	Jan-Mar	0.66	0.32	1.00	0.26
1991	Apr-Jun	0.15	0.07	0.24	0.29
1991	Jul-Sep	1.01	0.52	1.51	0.25
1991	Oct-Dec	2.78	1.44	4.11	0.25
1992	Jan-Mar	0.68	0.33	1.03	0.27
1992	Apr-Jun	0.15	0.06	0.23	0.30
1992	Jul-Sep	0.78	0.39	1.16	0.25
1992	Oct-Dec	1.68	0.87	2.50	0.25
1993	Jan-Mar	0.74	0.36	1.12	0.26
1993	Apr-Jun	0.32	0.14	0.49	0.28
1993	Jul-Sep	1.45	0.75	2.15	0.25
1993	Oct-Dec	2.58	1.34	3.83	0.25
1994	Jan-Mar	1.11	0.56	1.66	0.25
1994	Apr-Jun	0.65	0.32	0.97	0.26
1994	Jul-Sep	1.25	0.64	1.86	0.25
1994	Oct-Dec	2.41	1.26	3.57	0.25
1995	Jan-Mar	0.53	0.26	0.81	0.26
1995	Apr-Jun	0.56	0.29	0.84	0.25
1995	Jul-Sep	1.07	0.55	1.60	0.25
1995	Oct-Dec	3.72	1.94	5.51	0.24
1996	Jan-Mar	1.08	0.52	1.63	0.26
1996	Apr-Jun	0.96	0.46	1.47	0.27
1996	Jul-Sep	0.54	0.27	0.82	0.26
1996	Oct-Dec	1.28	0.65	1.90	0.25
1997	Jan-Mar	0.89	0.44	1.35	0.26
1997	Apr-Jun	0.77	0.37	1.16	0.26
1997	Jul-Sep	0.83	0.42	1.24	0.25
1997	Oct-Dec	2.22	1.15	3.29	0.25
1998	Jan-Mar	1.70	0.85	2.55	0.26
1998	Apr-Jun	0.57	0.26	0.87	0.28
1998	Jul-Sep	0.50	0.24	0.76	0.26
1998	Oct-Dec	1.23	0.62	1.84	0.25
1999	Jan-Mar	0.57	0.26	0.88	0.28
1999	Apr-Jun	0.39	0.18	0.61	0.28

Table 3 cont.

Year	Season	Index	95CI_LL	95CI_UL	CV
1999	Jul-Sep	0.79	0.39	1.19	0.26
1999	Oct-Dec	2.33	1.19	3.47	0.25
2000	Jan-Mar	1.03	0.50	1.56	0.26
2000	Apr-Jun	0.37	0.17	0.57	0.27
2000	Jul-Sep	0.74	0.36	1.12	0.26
2000	Oct-Dec	2.50	1.27	3.72	0.25
2001	Jan-Mar	1.42	0.64	2.21	0.28
2001	Apr-Jun	0.46	0.21	0.72	0.28
2001	Jul-Sep	0.71	0.32	1.10	0.28
2001	Oct-Dec	3.46	1.63	5.30	0.27
2002	Jan-Mar	0.97	0.45	1.50	0.28
2002	Apr-Jun	0.31	0.13	0.49	0.29
2002	Jul-Sep	0.50	0.22	0.79	0.29
2002	Oct-Dec	2.71	1.24	4.18	0.28
2003	Jan-Mar	1.32	0.60	2.03	0.28
2003	Apr-Jun	0.22	0.09	0.35	0.30
2003	Jul-Sep	0.09	0.03	0.15	0.36
2003	Oct-Dec	2.08	0.95	3.20	0.28
2004	Jan-Mar	0.50	0.23	0.76	0.28
2004	Apr-Jun	0.12	0.04	0.20	0.33
2004	Jul-Sep	0.45	0.20	0.69	0.28
2004	Oct-Dec	2.28	1.12	3.44	0.26
2005	Jan-Mar	0.82	0.38	1.26	0.27
2005	Apr-Jun	0.11	0.04	0.19	0.32
2005	Jul-Sep	0.42	0.19	0.64	0.28
2005	Oct-Dec	1.78	0.88	2.68	0.26
2006	Jan-Mar	0.44	0.19	0.68	0.29
2006	Apr-Jun	0.18	0.08	0.28	0.29
2006	Jul-Sep	0.27	0.12	0.42	0.28
2006	Oct-Dec	1.43	0.69	2.17	0.26
2007	Jan-Mar	0.56	0.26	0.87	0.28
2007	Apr-Jun	0.24	0.10	0.38	0.29
2007	Jul-Sep	0.28	0.13	0.43	0.28
2007	Oct-Dec	1.67	0.83	2.51	0.26
2008	Jan-Mar	0.61	0.29	0.93	0.27
2008	Apr-Jun	0.31	0.14	0.48	0.28
2008	Jul-Sep	0.12	0.05	0.19	0.29
2008	Oct-Dec	1.33	0.66	2.00	0.26
2009	Jan-Mar	1.39	0.68	2.10	0.26
2009	Apr-Jun	0.53	0.25	0.80	0.27
2009	Jul-Sep	0.20	0.09	0.32	0.29
2009	Oct-Dec	1.60	0.80	2.40	0.26
2010	Jan-Mar	1.44	0.71	2.16	0.26
2010	Apr-Jun	0.33	0.15	0.50	0.27
2010	Jul-Sep	0.50	0.25	0.76	0.26
2010	Oct-Dec	1.30	0.65	1.94	0.25
2011	Jan-Mar	2.30	1.17	3.43	0.25
2011	Apr-Jun	0.59	0.29	0.89	0.26
2011	Jul-Sep	0.51	0.25	0.77	0.26
2011	Oct-Dec	1.70	0.86	2.54	0.25

Table 4. Annual abundance indices from the split time series model that assumed a change in albacore catchability associated with a regulatory change to the use of circle hooks after July 2004.

Year	Index	95CI_LL	95CI_UL	CV
delta-GLMM 1: 1987 to 2004 (Jan-Jul)				
1987	0.72	0.35	1.09	0.26
1988	0.65	0.32	0.98	0.26
1989	0.71	0.36	1.06	0.25
1990	1.09	0.56	1.63	0.25
1991	1.01	0.51	1.51	0.25
1992	0.81	0.41	1.21	0.25
1993	1.30	0.67	1.93	0.25
1994	1.47	0.76	2.19	0.25
1995	1.33	0.69	1.96	0.25
1996	0.98	0.49	1.46	0.25
1997	1.20	0.61	1.79	0.25
1998	0.98	0.49	1.47	0.26
1999	1.01	0.51	1.51	0.25
2000	1.08	0.55	1.61	0.25
2001	1.45	0.68	2.22	0.27
2002	1.04	0.48	1.60	0.28
2003	0.74	0.34	1.15	0.28
2004	0.43	0.19	0.68	0.29
delta-GLMM 2: 2004 (Aug-Dec) to 2011				
2004	1.679	1.224	2.133	0.138
2005	0.966	0.773	1.159	0.102
2006	0.744	0.588	0.899	0.106
2007	0.784	0.622	0.947	0.106
2008	0.595	0.47	0.721	0.107
2009	0.808	0.641	0.975	0.105
2010	1.059	0.848	1.27	0.102
2011	1.365	1.126	1.603	0.089

Table 5. Seasonal abundance indices from the split time series models.

Year	Season	Index	95CI_LL	95CI_UL	CV
Model 1: 1987 to 2004 (Jan-Jul)					
1987	Jan-Mar	1.73	0.81	2.64	0.27
1987	Apr-Jun	0.20	0.09	0.32	0.29
1987	Jul-Sep	0.49	0.24	0.73	0.26
1987	Oct-Dec	1.03	0.51	1.55	0.26
1988	Jan-Mar	0.94	0.43	1.44	0.28
1988	Apr-Jun	0.16	0.07	0.25	0.30
1988	Jul-Sep	0.48	0.24	0.72	0.25
1988	Oct-Dec	1.13	0.57	1.69	0.25
1989	Jan-Mar	0.41	0.20	0.62	0.26
1989	Apr-Jun	0.21	0.10	0.31	0.27
1989	Jul-Sep	0.54	0.28	0.81	0.25
1989	Oct-Dec	1.53	0.81	2.24	0.24
1990	Jan-Mar	0.60	0.30	0.89	0.25
1990	Apr-Jun	0.22	0.11	0.34	0.27
1990	Jul-Sep	1.45	0.78	2.12	0.24
1990	Oct-Dec	1.78	0.95	2.61	0.24
1991	Jan-Mar	0.61	0.31	0.92	0.26
1991	Apr-Jun	0.14	0.06	0.21	0.29
1991	Jul-Sep	0.94	0.50	1.39	0.24
1991	Oct-Dec	2.65	1.42	3.88	0.24
1992	Jan-Mar	0.65	0.32	0.98	0.26
1992	Apr-Jun	0.14	0.06	0.22	0.29
1992	Jul-Sep	0.74	0.39	1.09	0.24
1992	Oct-Dec	1.58	0.84	2.32	0.24
1993	Jan-Mar	0.71	0.36	1.07	0.25
1993	Apr-Jun	0.30	0.14	0.46	0.27
1993	Jul-Sep	1.37	0.73	2.01	0.24
1993	Oct-Dec	2.45	1.31	3.60	0.24
1994	Jan-Mar	1.06	0.56	1.57	0.24
1994	Apr-Jun	0.60	0.31	0.89	0.25
1994	Jul-Sep	1.17	0.62	1.73	0.24
1994	Oct-Dec	2.29	1.23	3.35	0.24
1995	Jan-Mar	0.51	0.26	0.77	0.25
1995	Apr-Jun	0.53	0.28	0.78	0.25
1995	Jul-Sep	1.02	0.53	1.50	0.24
1995	Oct-Dec	3.51	1.89	5.14	0.24
1996	Jan-Mar	1.02	0.51	1.53	0.26
1996	Apr-Jun	0.90	0.44	1.36	0.26
1996	Jul-Sep	0.52	0.26	0.77	0.25
1996	Oct-Dec	1.21	0.64	1.79	0.24
1997	Jan-Mar	0.83	0.42	1.24	0.25
1997	Apr-Jun	0.74	0.37	1.12	0.26
1997	Jul-Sep	0.77	0.40	1.14	0.25
1997	Oct-Dec	2.06	1.10	3.03	0.24
1998	Jan-Mar	1.60	0.82	2.38	0.25
1998	Apr-Jun	0.55	0.26	0.83	0.27
1998	Jul-Sep	0.46	0.23	0.69	0.26
1998	Oct-Dec	1.14	0.60	1.69	0.25
1999	Jan-Mar	0.54	0.26	0.83	0.27
1999	Apr-Jun	0.37	0.18	0.57	0.27

Table 5 cont.

Year	Season	Index	95CI_LL	95CI_UL	CV
1999	Jul-Sep	0.74	0.38	1.11	0.25
1999	Oct-Dec	2.20	1.15	3.24	0.24
2000	Jan-Mar	0.93	0.46	1.40	0.26
2000	Apr-Jun	0.32	0.15	0.49	0.27
2000	Jul-Sep	0.67	0.34	1.00	0.25
2000	Oct-Dec	2.32	1.21	3.42	0.24
2001	Jan-Mar	1.44	0.67	2.22	0.27
2001	Apr-Jun	0.46	0.21	0.71	0.28
2001	Jul-Sep	0.74	0.35	1.13	0.27
2001	Oct-Dec	3.51	1.71	5.31	0.26
2002	Jan-Mar	1.00	0.47	1.52	0.27
2002	Apr-Jun	0.31	0.14	0.48	0.28
2002	Jul-Sep	0.50	0.22	0.78	0.29
2002	Oct-Dec	2.75	1.30	4.20	0.27
2003	Jan-Mar	1.31	0.61	2.01	0.27
2003	Apr-Jun	0.22	0.10	0.35	0.29
2003	Jul-Sep	0.09	0.03	0.15	0.36
2003	Oct-Dec	2.07	0.98	3.16	0.27
2004	Jan-Mar	0.54	0.23	0.84	0.29
2004	Apr-Jun	0.15	0.05	0.25	0.35
Model 2: 2004 (Aug-Dec) to 2011					
2004	Aug-Sep	0.72	0.48	0.96	0.17
2004	Oct-Dec	3.18	2.53	3.83	0.11
2005	Jan-Mar	1.11	0.83	1.38	0.13
2005	Apr-Jun	0.14	0.08	0.19	0.22
2005	Jul-Sep	0.53	0.39	0.67	0.14
2005	Oct-Dec	2.32	1.88	2.75	0.10
2006	Jan-Mar	0.64	0.46	0.83	0.15
2006	Apr-Jun	0.23	0.16	0.30	0.16
2006	Jul-Sep	0.37	0.27	0.47	0.14
2006	Oct-Dec	1.83	1.47	2.20	0.10
2007	Jan-Mar	0.70	0.51	0.90	0.14
2007	Apr-Jun	0.27	0.19	0.35	0.16
2007	Jul-Sep	0.35	0.26	0.45	0.13
2007	Oct-Dec	1.90	1.56	2.24	0.09
2008	Jan-Mar	0.67	0.51	0.83	0.12
2008	Apr-Jun	0.34	0.24	0.43	0.14
2008	Jul-Sep	0.16	0.11	0.21	0.16
2008	Oct-Dec	1.48	1.21	1.76	0.09
2009	Jan-Mar	1.39	1.09	1.69	0.11
2009	Apr-Jun	0.55	0.41	0.68	0.12
2009	Jul-Sep	0.18	0.12	0.24	0.17
2009	Oct-Dec	1.48	1.19	1.76	0.10
2010	Jan-Mar	1.64	1.30	1.98	0.11
2010	Apr-Jun	0.40	0.29	0.50	0.14
2010	Jul-Sep	0.56	0.43	0.68	0.11
2010	Oct-Dec	1.49	1.21	1.77	0.10
2011	Jan-Mar	2.43	2.01	2.85	0.09
2011	Apr-Jun	0.67	0.53	0.81	0.11
2011	Jul-Sep	0.58	0.45	0.71	0.12
2011	Oct-Dec	1.71	1.42	2.01	0.09

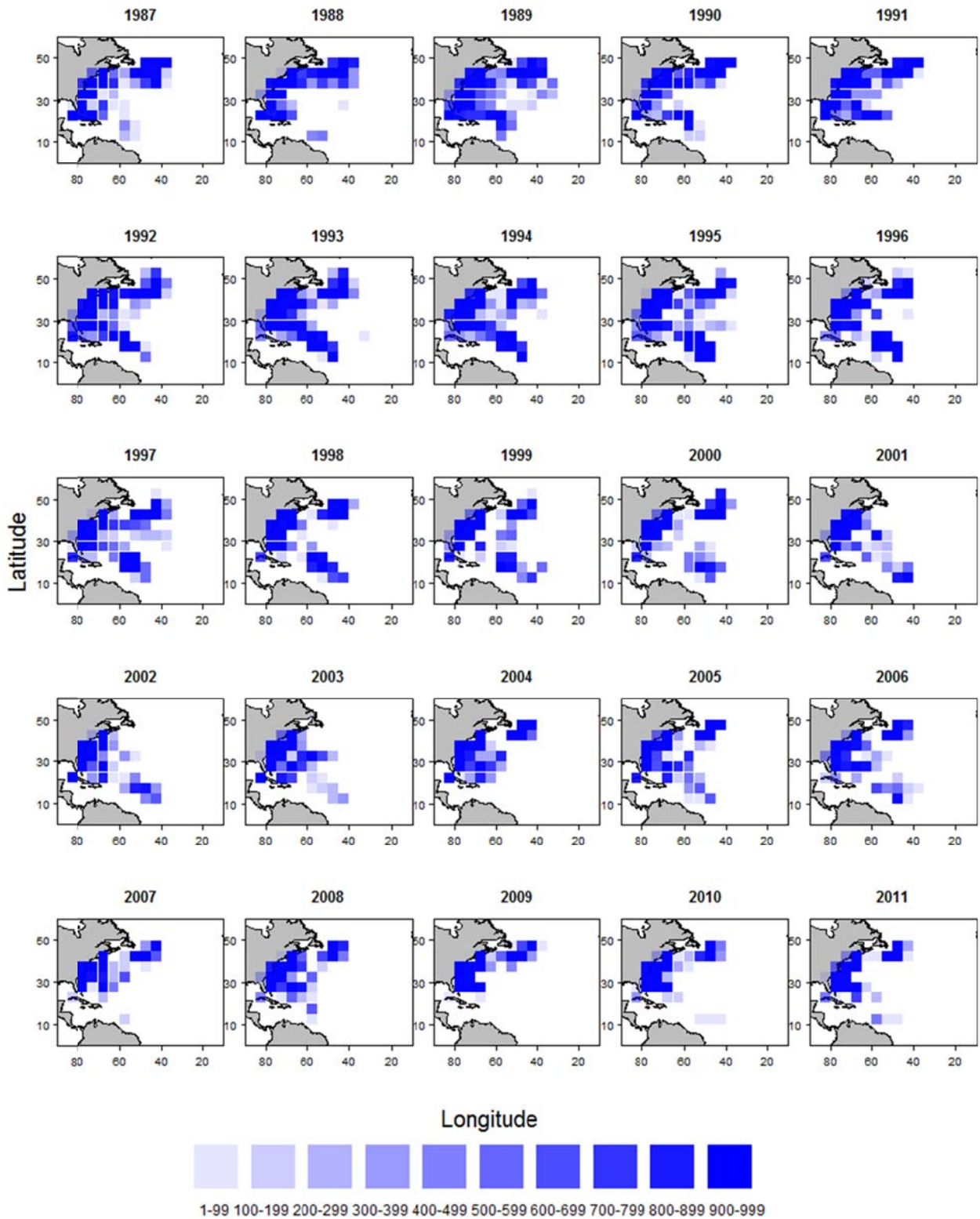


Figure 1. Geographic distribution of U.S. pelagic longline fishing effort used in the analysis by number of sets.

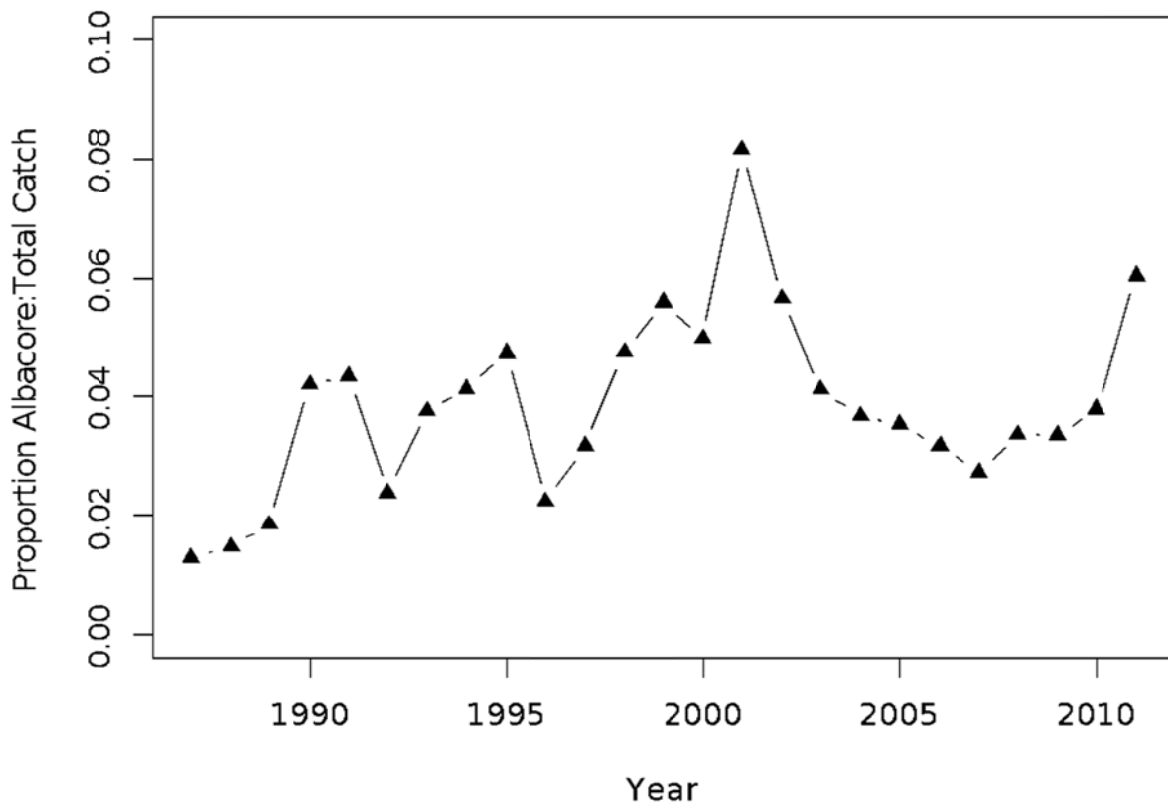


Figure 2. Fraction of albacore catch in the U.S. pelagic longline fishery.

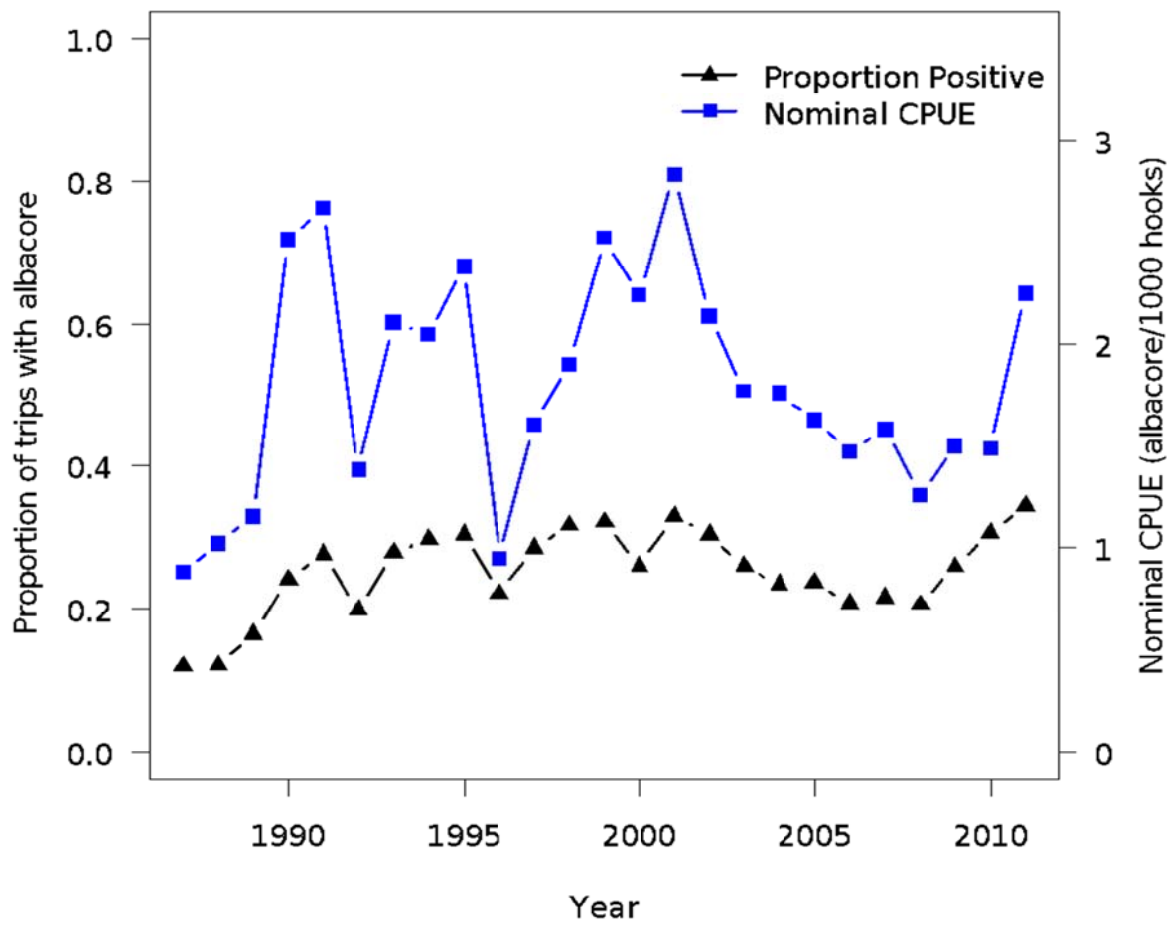


Figure 3. Proportion of U.S. pelagic longline sets that captured albacore and nominal catch rates.

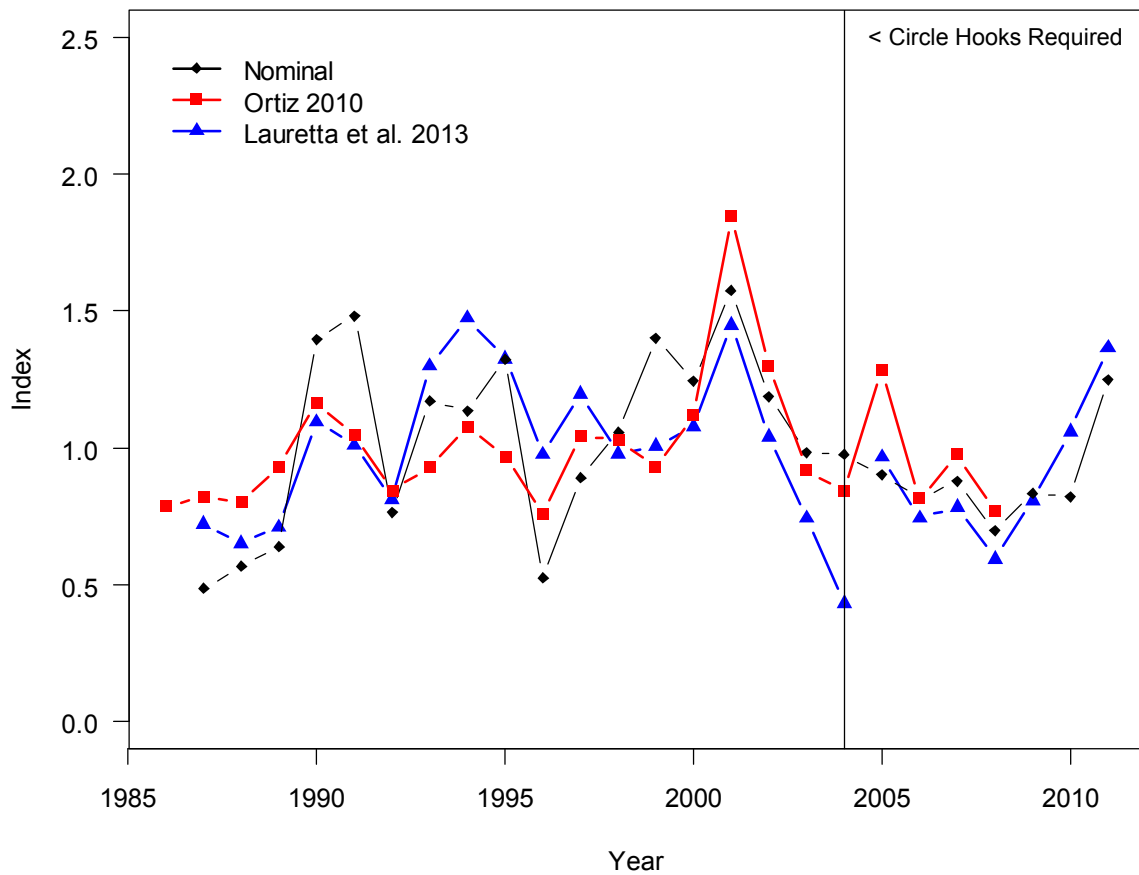


Figure 4. Comparison of nominal catch rates, model estimates from the prior assessment (Ortiz 2010), and the current indices standardization model.

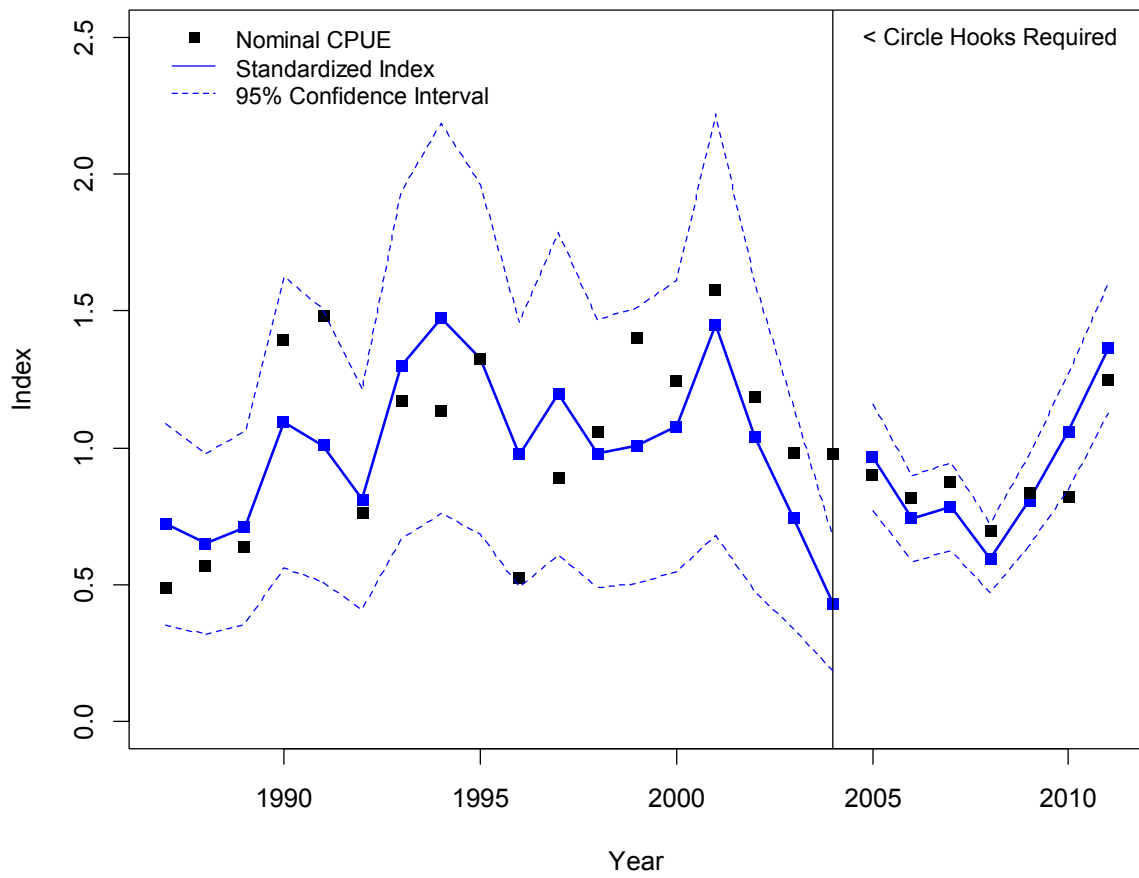


Figure 5. Standardized catch rates of albacore in the U.S. pelagic longline fishery.

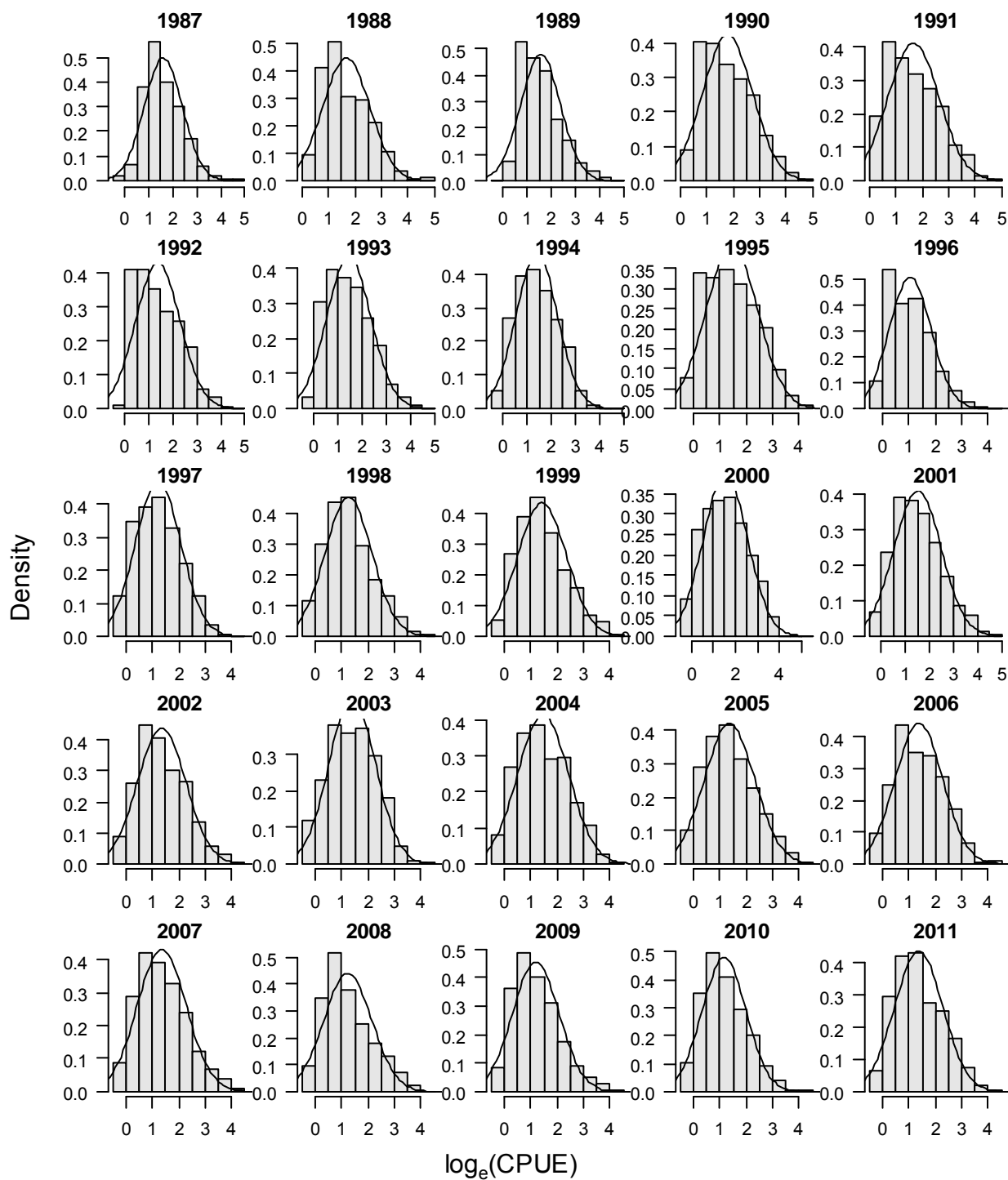


Figure 6. Distribution of \log_e -transformed positive catch rates by year, and normal probability densities.

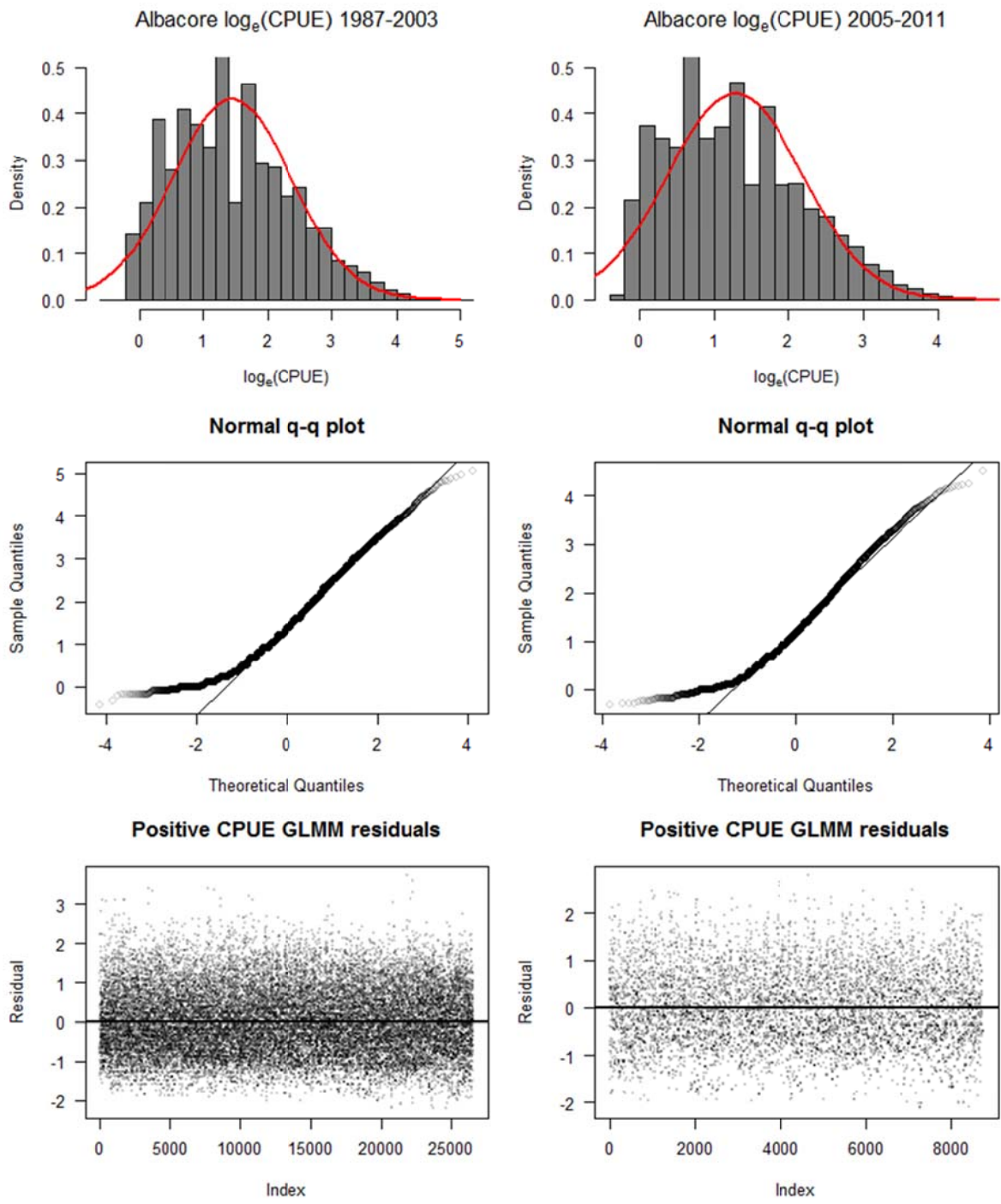


Figure 7. Delta-lognormal generalized linear mixed model diagnostics.

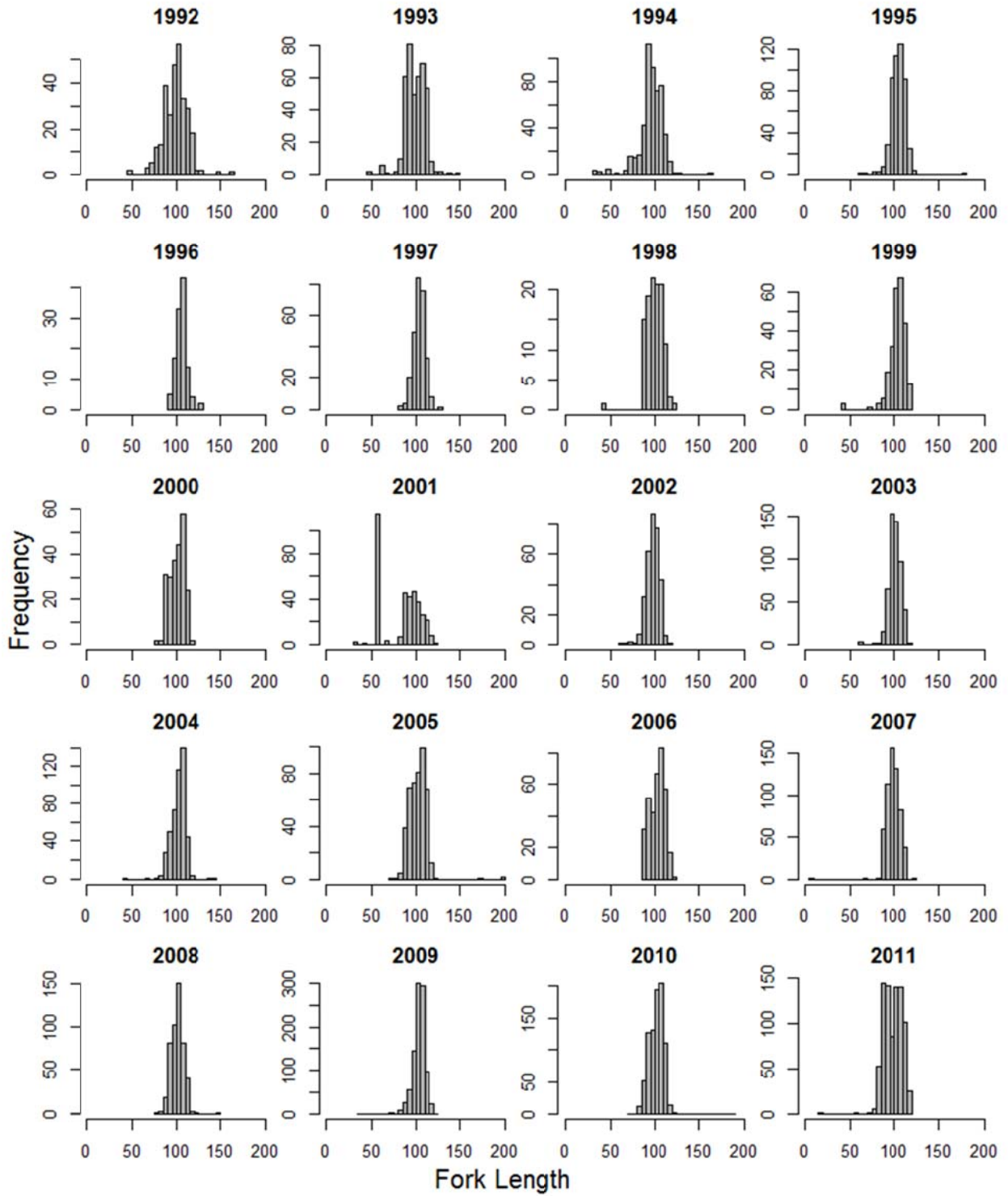


Figure 8. Size frequency distribution of albacore measured by onboard observers during 1992 to 2011.

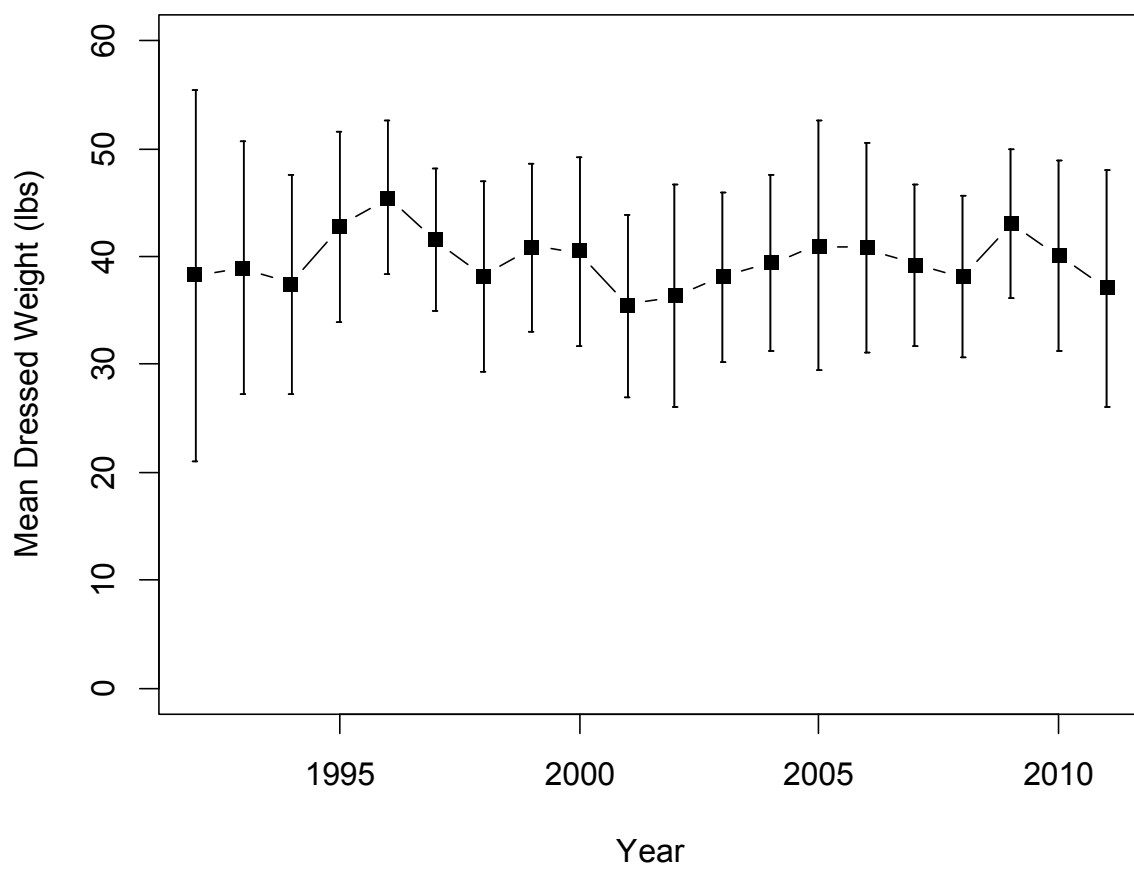


Figure 9. Average dressed weight of albacore measured by onboard observers during 1992 to 2011. Error bars show one standard deviation.

PRELIMINARY ESTIMATIONS OF NON-RETAINED CATCH OF ALBACORE, *THUNNUS ALALUNGA*, IN THE SOUTHWESTERN ATLANTIC OCEAN

Andrés Domingo¹, Federico Mas^{1,2} and Rodrigo Forselledo^{1,2}

SUMMARY

The objective of these contributions to assess the proportion of captured albacore tuna (Thunnus alalunga) that is retained on board longline 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 albacore observed between 2006 and 2011 in the Uruguayan-flagged vessels was 6,190. In the Japanese-flagged vessels 85,431 individuals were observed in the period 2009-2011. Proportions of the different catch dispositions (retained, discarded dead, released alive and lost) in relation to total albacore capture are presented. These preliminary results suggest that the non-retained catch of albacore (most of it being discarded dead) may represent a considerable proportion of the total catch and could result in underestimations of fishing mortality.

RÉSUMÉ

L'objectif du présent document est d'évaluer la proportion du germon (Thunnus alalunga) capturé qui est retenue à bord des palangriers et la proportion qui est rejetée à l'eau sur la base des données obtenues des observateurs scientifiques. Les données ont été consignées dans le cadre des observations 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 de germans observés entre 2006 et 2011 à bord des navires sous pavillon uruguayen s'élevait à 6.190. Dans le cas des navires battant le pavillon du Japon, 85.431 spécimens ont été observés entre 2009 et 2011. Les proportions des différentes dispositions de la capture (rétention, rejet mort, rejet vivant et perte) par rapport au total de la capture de germon sont présentées. Ces résultats préliminaires donnent à penser que la capture non retenue de germon (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 la mortalité par pêche.

RESUMEN

El objetivo de estas contribuciones es evaluar la proporción de atún blanco (Thunnus alalunga) capturado que se retiene a bordo de los palangreros 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 atunes blancos observados entre 2006 y 2011 en los buques con pabellón de Uruguay fue de 6.190. En los buques con pabellón de Japón se observaron 85.431 en el periodo 2009-2011. En el documento se presentan las diferentes disposiciones de la captura (retenida, descartada muerta, liberada viva y perdida) con respecto a la captura total de atún blanco. Estos resultados preliminares sugieren que la captura de atún blanco no retenida (la mayoría descartada muerta) puede representar una considerable proporción de la captura total y podrían tener como resultado subestimaciones de la mortalidad por pesca.

KEYWORDS

*Albacore tuna, Southwestern Atlantic, Catch disposition,
Non-retained capture, Longline fisheries*

¹ Recursos Pelágicos, Dirección Nacional de Recursos Acuáticos (DINARA). Constituyente 1497, CP11200, Montevideo, Uruguay, adomingo@dinara.gub.uy.

² Centro de Investigación y Conservación Marina (CICMAR). <http://www.cicmar.org/>

1 Introduction

Classification of fishing vessel's capture as retained and non-retained (i.e. released alive, discarded dead or lost) by scientific observers can be used to perform estimations of the proportion of total catch that is not reported on logbooks. Depending on the magnitude of discards over the retained catch, this category may represent an important factor to be considered for species abundance and fishing mortality estimations, and fishing efficiency assessments (Domingo *et al.* 2011a).

The objective of this study was to assess the proportion of captured albacore that is effectively retained onboard and the proportion that is discarded back at sea.

2 Material and methods

Data was obtained by scientific observers from the National Observer Program on board the Uruguayan Tuna Fleet (PNOFA) between 2006 and 2011. Two longline fleets were considered, the Uruguayan longline fleet and the Japanese longline fleet.

The Uruguayan tuna fleet operates mainly in the Southwestern Atlantic in Uruguayan jurisdictional waters (UEEZ) and adjacent international waters. The effort observed between 2006 and 2011 reached 1,928,195 hooks in 53 fishing trips. Observer's coverage, in relation to the total effort of the Uruguayan tuna fleet, averaged 46.8% between 2009 and 2011 (range: 33.5-72.4%). 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 fishery targets mainly swordfish (*Xiphias gladius*) and tunas (bigeye tuna *Thunnus obesus* and yellowfin tuna *T. albacares*), and in some cases blue shark (*Prionace glauca*), whereas the Japanese fleet targeted mainly bigeye tuna. In both fleets, however, albacore tuna (*T. alalunga*) is taken mostly as accompanying fauna.

Data recorded for each fishing set included: effort (number of hooks), total catch (regardless of species), total albacore catch, and catch disposition. This latter category was further classified in four categories: retained, released alive, discarded dead or lost. The lost catch refers to the proportion of total capture that becomes detached from the gear at the moment of hauling. This can be caused by operating problems (i.e. the tension of the gear, if contrary to the direction of the ship, may cause the fish to be lost if the ship does not stop in time), or if the species caught is of low commercial value, in which case the skipper will not stop the vessel (Domingo 2002). The nominal CPUE was calculated as the number of individuals every 1,000 hooks (ind./1,000 hooks).

3 Results and discussion

Between 2006 and 2011, the Uruguayan longline fleet captured a total of 6,190 albacores (**Table 1**). Average albacore CPUE was 6.3 ind./1,000 hooks (± 7.1 s.d.) per fishing trip, and was not statistically different among years (Kruskal-Wallis, $\chi^2 = 3.8231$, $df = 5$, $p = 0.575$; **Figure 1**). Mean proportion of this species in the total catch per fishing trip was low, and although some variability was observed there were no significant differences between years (Kruskal-Wallis, $\chi^2 = 5.2838$, $df = 11$, $p = 0.917$; **Figure 2**). On average, albacore captures represented 7.6% (± 7.8) of total catch and only in 24.5% of all fishing trips analyzed the percentage exceeded 10% (range: 0.2-33.0%). Considering all fishing trips combined, the proportion of non-retained albacore was 12.2% (81.1% discarded dead, 12.4% lost and 6.5% released alive), comprising a total of 757 individuals. Non-retained capture per trip averaged 10.8% (± 9.6) and was not significantly different among years (Kruskal-Wallis, $\chi^2 = 9.3331$, $df = 11$, $p = 0.591$; **Figure 3**).

Fishing effort of the Japanese fleet was 1.3 times higher than that of the Uruguayan fleet, even though the former operated only from 2009 to 2011. Pooled nominal albacore CPUE of this fishery was 11 times higher than that of the Uruguayan fishery, comprising a total catch of 85,431 individuals (**Table 1**). Albacore CPUE per trip was considerably higher when compared with the Uruguayan fishery (Mann-Whitney, $U = 1,289$, $p < 0.01$), being on average 36.1 ind./1,000 hooks (± 18.8). Mean proportion of albacore in the total catch per fishing trip was also much higher than that of the Uruguayan fleet (Mann-Whitney, $U = 1,321$, $p < 0.01$) and was not significantly different among years (Kruskal-Wallis, $\chi^2 = 0.7243$, $df = 2$, $p = 0.696$; **Figure 2**). On average, albacore captures represented 47.0% (± 11.8) of total catch, and in all fishing trips analyzed was higher

than 25% (range: 27.6-72.2%). Considering all fishing trips combined, the proportion of non-retained albacore was 3.6% (77.5% discarded dead, 16.5% lost and 6.0% released alive), comprising a total of 3,041 individuals. Mean non-retained albacore catch per trip ($3.7\% \pm 1.3$) was lower than that of the Uruguayan fleet (Mann-Whitney, $U = 353.5$, $p < 0.01$) and was not significantly different among years (Kruskal-Wallis, $\chi^2 = 4.9183$, $df = 2$, $p = 0.0855$; **Figure 3**).

Nonetheless, the differences mentioned above should be interpreted with caution as they are just gross comparisons that are most likely being affected by several factors such as fishing gear configuration, season, water temperature, fishing area and depth that have not been considered here. In this regard a more thorough and rigorous statistical analysis that considers some of all of these factors is needed to properly assess the differences among both fleets. Pons & Domingo (2012) compared catch and effort data of both fleets in the same area (UEEZ) and during the same period and found that the Japanese fleet presented almost 4 times higher catchability for albacore than the Uruguayan fleet. A higher catchability for bigeye tuna was also observed by Domingo et al. (2011b). This difference may be due to the depth at which the fishing gear operates. Uruguayan-flagged vessels set the fishing gear from 30 to 100 m deep, while the Japanese fishery set it between 100 and 200 m deep (Domingo et al. 2011b). Also, the gear configuration of both fleets is different, with the Japanese fleet using smaller hooks and much longer branchlines.

Although the Japanese fleet had an overall higher percentage of retention (96.4%) than the Uruguayan fleet (87.8%), in terms of number of individuals discarded dead, the former discarded 4 times more than the latter (**Table 1**). However, given the much lower observer coverage and the on average higher percentage of non-retained albacore catch by the Uruguayan longline fishery, this difference might in fact be smaller.

In any case, these preliminary results suggests that the non-retained catch of albacore (most of it being discarded dead) may indeed represent a considerable proportion of the total catch, which at the same time is not being reflected in logbooks and landing reports. In the case of vessels with an indoor fishing deck this proportion might 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, estimations such as fishing mortality, fishing efficiency 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.

4 References

- Domingo, A. 2002, Bycatch and lost catch in the Uruguayan longline fishery. Newsletter of the IUCN Shark Specialist Group. Shark News 14.
- Domingo, A., Abreu, M., Forselledo, R., Jiménez, S., Miller, P. and Pons, M. 2011^a, Programa de observadores en el palangre pelágico de Uruguay: Cuándo, dónde y qué. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(3): 1394-1403.
- Domingo, A., Forselledo, R., Pons, M. and Ortega, L. 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.
- Pons, M. and Domingo, A. 2012, Catch, length and sex composition of albacore, *Thunnus alalunga*, in the southwestern Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 529-545.

Table 1. Albacore catch statistics and disposition for the Japanese and Uruguayan pelagic longline fleet operating in Uruguayan jurisdictional waters and adjacent international waters.

Fleet	Effort	Tot. Catch	ALB Tot. Catch	CPUE	% ALB	n Ret.	% Ret.	n Non-Ret.	% Non-Ret.	n Disc.	% Disc.	n Lost	% Lost	n RA	% RA	
Japan	Total	2427395	180657	85431	35.19	47.3	82390	96.4	3041	3.6	2357	77.5	502	16.5	182	6.0
	Mean	97095.80	7226.28	3417.24	36.10	46.95	3295.60	96.26	121.64	3.74	94.28	77.0	20.08	16.5	7.28	6.5
	s.d.	40911.03	3642.49	2185.54	18.78	11.75	2116.98	1.27	80.35	1.27	63.72	13.75	22.96	13.33	11.25	8.77
Uruguay	Total	1928195	129968	6190	3.21	4.8	5433	87.8	757	12.2	614	81.1	94	12.4	49	6.5
	Mean	36381.04	2452.23	116.79	6.32	7.58	102.51	89.24	14.28	10.76	11.58	78.78	1.77	14.63	0.92	6.58
	s.d.	53336.50	3142.84	155.99	7.12	7.80	143.61	9.58	19.97	9.58	17.13	26.99	3.29	21.74	2.84	18.12

Tot. Catch: fleet total catch; **ALB Tot. Catch:** albacore total catch; **CPUE:** albacore nominal catch per unit of effort (ind./1,000 hooks); **% ALB:** percentage of total catch represented by albacore; **n Ret.:** number of albacore retained on board; **% Ret.:** percentage of total albacore catch that was retained on board; **n Non-Ret.:** number of albacore captured but not retained on board; **% Non-Ret.:** percentage of total albacore captured that were not retained on board; **n Disc.:** number of albacore discarded dead; **% Disc.:** percentage of total albacore captured but not retained that were discarded dead; **n Lost:** number of albacore lost during hauling; **% Lost:** percentage of total albacore captured but not retained that were lost during hauling; **n RA:** number of albacore released alive; **% RA:** percentage of total albacore captured but not retained that were released alive.

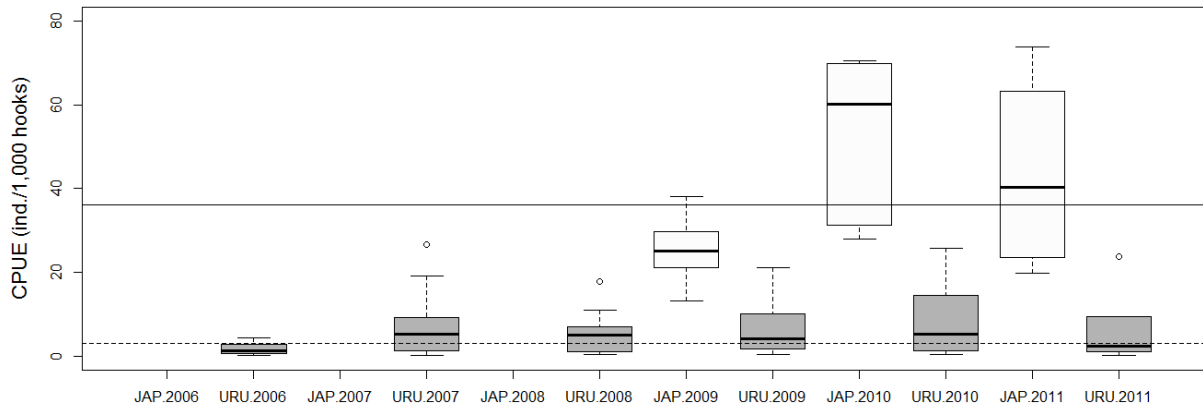


Figure 1. Albacore tuna CPUE by year for the Uruguayan longline fishery (grey boxes) and Japanese longline fishery (white boxes). Solid and dashed horizontal lines indicate the overall mean for the Japanese and Uruguayan fisheries, respectively.

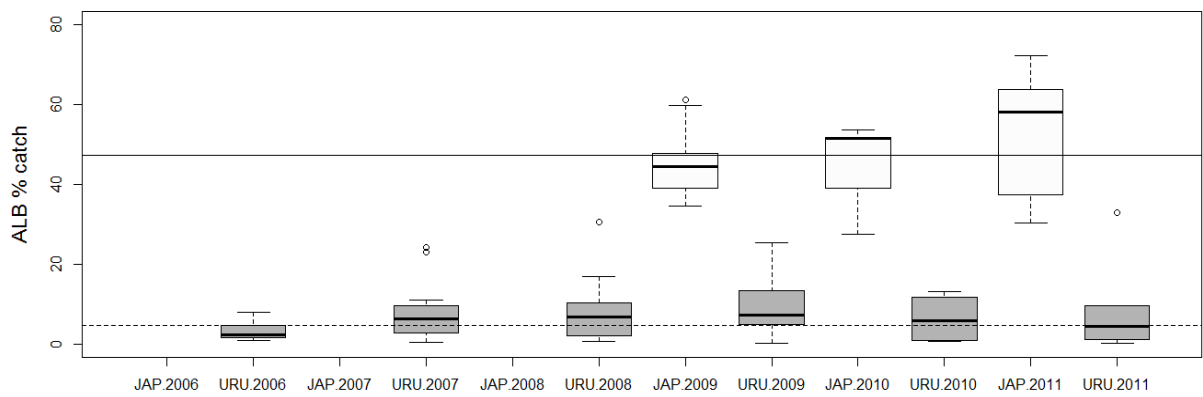


Figure 2. Percentage of Albacore tuna over total catch for the Uruguayan longline fishery (grey boxes) and Japanese longline fishery (white boxes). Solid and dashed horizontal lines indicate the overall mean for the Japanese and Uruguayan fisheries, respectively.

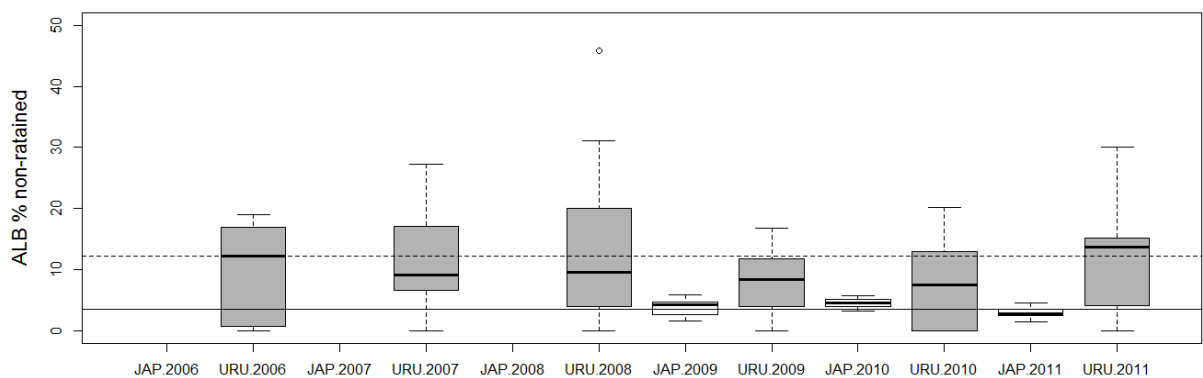


Figure 3. Proportion of total Albacore tuna captured by the Uruguayan longline fishery (grey boxes) and Japanese longline fishery (white boxes) that was not retained on board. Solid and dashed horizontal lines indicate the overall mean for the Japanese and Uruguayan fisheries, respectively.

STANDARDIZED CATCH RATES OF ALBACORE (*THUNNUS ALALUNGA*) CAUGHT BY THE BRAZILIAN FLEET (1978-2011)

Humberto G. Hazin, Fabio H.V. Hazin, Fábio and Bruno L. Mourato

SUMMARY

The present study analyzed catch and effort data from 88.423 sets done by the Brazilian tuna longline fleet (national and chartered) in the equatorial and southwestern Atlantic Ocean, from 1978 to 2011 (35 years). The CPUE of albacore was standardized by a GLM, assuming a delta lognormal distribution. The factors used in the model were: quarter, year, area, and fishing strategy. The standardized CPUE series obtained for albacore was not much different from the one done in 2010; except for one peak in 1993 that was apparent in 2010 but which is no longer apparent (Table 3 and Figure 4). The standardized CPUE series shows a significant oscillation over time, with a general increasing trend from the early 1980s to the mid-1990s, then a sharp decrease until 2003, remaining low until 2010, and then increasing again in the two last years of the series (2011 and 2012).

RÉSUMÉ

Cette étude analyse les données de prise et d'effort provenant de 88.423 opérations à la palangre de la flottille brésilienne (nationale et affrétée) ciblant les thonidés dans l'océan Atlantique équatorial et du Sud-Ouest entre 1978 et 2011 (35 ans). La CPUE du germon a été standardisée au moyen d'un GLM postulant une distribution delta lognormale. Les facteurs utilisés dans le modèle étaient les suivants : trimestre, année, zone et stratégie de pêche. La série de CPUE standardisée obtenue pour le germon ne différait pas beaucoup de celle obtenue en 2010, à l'exception d'un niveau record en 1993 qui apparaissait en 2010, mais qui a désormais disparu (Tableau 3 et Figure 4). La série de CPUE standardisée présente une oscillation importante au cours du temps, avec une tendance générale à la hausse à partir du début des années 80 jusqu'à la moitié des années 90 avant de connaître une forte diminution jusqu'en 2003, de rester faible jusqu'en 2010 avant d'augmenter à nouveau pendant les deux dernières années de la série (2011 et 2012).

RESUMEN

En este estudio se analizan los datos de captura y esfuerzo de 88.423 lances realizados por la flota atunera de palangre brasileña (nacional y fletada) en el Atlántico suroccidental y ecuatorial entre 1978 y 2011 (35 años). Se estandarizó la CPUE del atún blanco mediante un GLM asumiendo una distribución delta lognormal. Los factores utilizados en el modelo fueron trimestre, año, área y estrategia de pesca. La serie de CPUE estandarizada obtenida para el atún blanco no era muy diferente de la realizada en 2010, excepto por un pico en 1993 que estaba claro en 2010 pero ya no lo está (Tabla 3 y Figura 4). La serie de CPUE estandarizada muestra una oscilación importante en el tiempo, con una tendencia creciente general desde principios de los ochenta hasta mediados de los noventa y posteriormente un marcado descenso hasta 2003, permaneciendo baja hasta 2010 y luego aumentando de nuevo en los dos últimos años de la serie (2011 y 2012).

KEYWORDS

Catch rates, Standardized CPUE, Abundance indices, Longline

1. Introduction

Stock assessments for large pelagics are commonly based on catch per unit of effort (CPUE) due to the greater availability of such data. However, the use of CPUE as an index of relative abundance has been debated by a number of authors. 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, making 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, 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 (Fréon e Misund, 1999). The incorporation of these factors in the estimation of CPUE is, therefore, important for accurate stock assessments. The main objective of the present paper was, therefore, to generate a standardized CPUE series for albacore tuna caught by Brazilian longliners in the Atlantic Ocean, which may be utilized in the next albacore 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 (35 years) were analyzed. All the data were obtained from the logbooks filled in by the skippers of the vessels. 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° latitude x 1° longitude, per fishing day, was used for the analysis of the geographical distribution of catches.

The factors considered as explanatory variables were “Year” (35), “Quarter” (4), “Area” (A1>25°S; A2<25°S), and “Fishing strategy” (4). Due to the moderate proportion of sets with zero catches of Albacore (45.5%), the Delta Lognormal model was used for the standardized CPUE series. In the Delta Lognormal model, the catch rates were assumed to be the result of two dependent processes: a) the probability of catching at least one fish, times 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 GLM model was applied with the logit function being used as the link between the linear predictor and the binomial error response variable. The fleet strategy was estimated in two steps (Hazin, et al, in preparation, ANNEX 01): 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" were then used as a factor in the CPUE standardization by GLM. This methodology has been used in several other instances, such as during the last assessments of yellowfin tuna and both mako and blue sharks.

A stepwise approach was initially used to identify the variables to be included in the model. The distribution of residuals was used to verify the assumption of the lognormal distribution of the positive catches. The diagnostic plots were run to evaluate the fitness of the models. Deviance analysis tables for the proportion of positive observations and for the positive catch rates were provided. The indices of abundance were estimated then as the product of the least squares means (LS means) of the factor year for the selected Lognormal and Binomial models (Lo *et al.* 1992; Stefánsson 1996).

3. Results

The proportion of null captures of albacore for the study area was 45,5% for the entire period. In most cases, the proportion of positive captures of albacore was between 20% and 78% of the total of sets with the exception of the period 1993, 2002-2003 where it was lower (**Figure 2**). The independent variables considered in the standardization model, as main factors, are summarized in **Table 1**.

The delta lognormal models explained 27% of the total variance of the model and it is slightly under-dispersed ($\phi = 0.53$). The deviance analyses for the Lognormal and for the Binomial models (**Table 2**) show that “Year” and “Fishing Fleet” variables explained most of the model deviance, with 94.0% and close to 5% for the positive catches, respectively, and about 77% and 20%, for the proportion of positive catches.

Main diagnostic plots, show that, although every leverage point identified on the Cook’s distance plots was scrutinized, there was no evidence for their exclusion. The assumption of the lognormal distribution for the positive dataset seems to be adequate as indicated in the QQ-plots for all models (**Figure 3**). 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 3**). The standardized CPUE series obtained for albacore was not much different from the one done in 2010, except for one peak in 1993 that was apparent in 2010 but it’s no longer apparent (**Table 3 and Figure 4**).

The standardized CPUE series shows a significant oscillation over time, with a general increasing trend from the early eighties to the middle nineties, then a sharp decrease until 2003, remaining low until 2010, and then increasing again in the two last years of the series (2011 and 2012).

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. 2010, 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*, 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. Selection variables to model delta log. A=area; Q=quarter; S= fleet strategy and Y=Year.

Positive sets											
Model s	(Intrc)	A	Q	S	Y	df	logLik	AIC	delta	weight	Select models
16	0.91	+	+	+	+	43	-75367	68339	0	1	All variables
14	0.958	+		+	+	40	-75433	68523	184	0	
15	1.017		+	+	+	42	-75439	68547	208	0	
13	1.061			+	+	39	-75488	68682	343	0	
12	0.98	+	+		+	40	-75695	69292	953	0	
11	1.116		+		+	39	-75789	69567	1229	0	
10	1.02	+			+	37	-75802	69602	1263	0	
9	1.145				+	36	-75867	69793	1454	0	
8	0.741	+	+	+		9	-79145	80196	11857	0	
6	0.793	+		+		6	-79213	80422	12083	0	
7	0.75		+	+		8	-79239	80515	12176	0	
5	0.807			+		5	-79284	80666	12327	0	
4	1.413	+	+			6	-82165	91205	22866	0	
3	1.478		+			5	-82317	91798	23459	0	
2	1.421	+				3	-82411	92161	23822	0	
1	1.474					2	-82494	92487	24148	0	

Proportion sets											
Model s	(Intrc)	A	Q	S	Y	df	logLik	AIC	delta	weight	Select models
16	3.481	+	+	+	+	42	-8898	15536	0	1	All variables
15	3.432		+	+	+	41	-8911	15559	23.9	0	
14	3.233	+		+	+	39	-9010	15753	217.7	0	
13	3.195			+	+	38	-9019	15769	233.3	0	
12	3.284	+	+		+	39	-9497	16727	1191.9	0	
11	3.247		+		+	38	-9507	16745	1209.6	0	
10	3.042	+			+	36	-9654	17036	1500.3	0	
9	3.02				+	35	-9658	17042	1506.2	0	
8	0.404	+	+	+		8	-10554	18779	3243.5	0	
7	0.355		+	+		7	-10561	18792	3256.8	0	
6	0.212	+		+		5	-10690	19046	3510.9	0	
5	0.173			+		4	-10696	19056	3520.6	0	
4	0.4	+	+			5	-11978	21622	6086.4	0	
3	0.354		+			4	-11985	21634	6098.9	0	
2	0.152	+				2	-12192	22043	6507.3	0	
1	0.131					1	-12194	22045	6509.2	0	

Table 2. Deviance analysis of explanatory variables used to standardize the CPUE series of albacore caught by the Brazilian tuna longline fleet, from 1978 to 2012. A=area; Q=quarter; S= fleet strategy and Y=Year.

Models/Variables	Df	Deviance	Resid. Df	Resid. Dev	Pr(>Chi)	PercDevExp (%)
<i>Positive</i>						
NULL			46917	92484.8		
Y	34	22761.6	46883	69723.2	0.00	93.9
S	3	1117.4	46880	68605.7	0.00	4.6
Q	3	141.0	46877	68464.8	0.00	0.6
A	1	209.9	46876	68254.9	0.00	0.9
<i>Proportions</i>						
NULL1			599	22042.7		
Y	34	5071.1	565	16971.6	0.00	76.9
S	3	1278.9	562	15692.7	0.00	19.4
Q	3	215.4	559	15477.4	0.00	3.3
A	1	25.9	558	15451.5	0.00	0.4

Table 3. Standardized CPUE albacore CPUE caught by the Brazilian tuna longline fleet, 1978-2012.

Year	index	CV_index	CPUEnominal
1978	4.64	12%	6.61
1979	6.76	11%	7.15
1980	2.74	17%	2.97
1981	1.85	23%	2.81
1982	1.82	19%	2.27
1983	3.07	14%	3.27
1984	4.94	11%	5.76
1985	2.66	19%	3.75
1986	4.76	11%	6.23
1987	9.44	8%	10.23
1988	4.76	9%	7.67
1989	9.44	7%	11.07
1990	7.87	13%	7.02
1991	4.18	11%	7.08
1992	5.31	10%	6.05
1993	2.40	39%	1.93
1994	13.90	7%	17.36
1995	6.25	8%	10.66
1996	16.36	6%	16.25
1997	12.26	6%	11.67
1998	11.41	5%	12.77
1999	9.42	5%	11.63
2000	11.62	4%	12.83
2001	9.30	4%	8.42
2002	3.87	8%	3.94
2003	1.52	23%	1.01
2004	2.78	7%	1.71
2005	2.40	8%	1.37
2006	2.45	8%	1.60
2007	2.12	12%	1.30
2008	1.56	17%	0.74
2009	2.23	12%	1.20
2010	2.02	15%	1.04
2011	4.26	7%	4.23
2012	6.22	22%	3.46

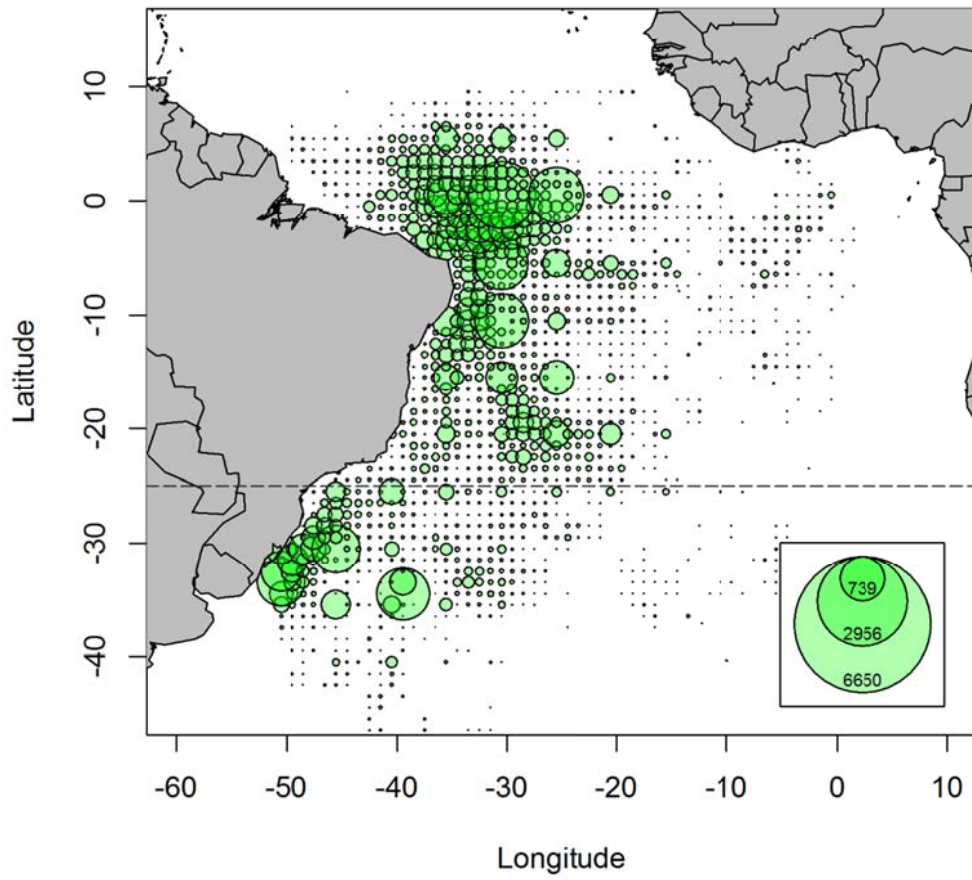


Figure 1. Distribution of the effort done by the Brazilian tuna longline fishery in the Atlantic Ocean, from 1978 to 2012 (35 years).

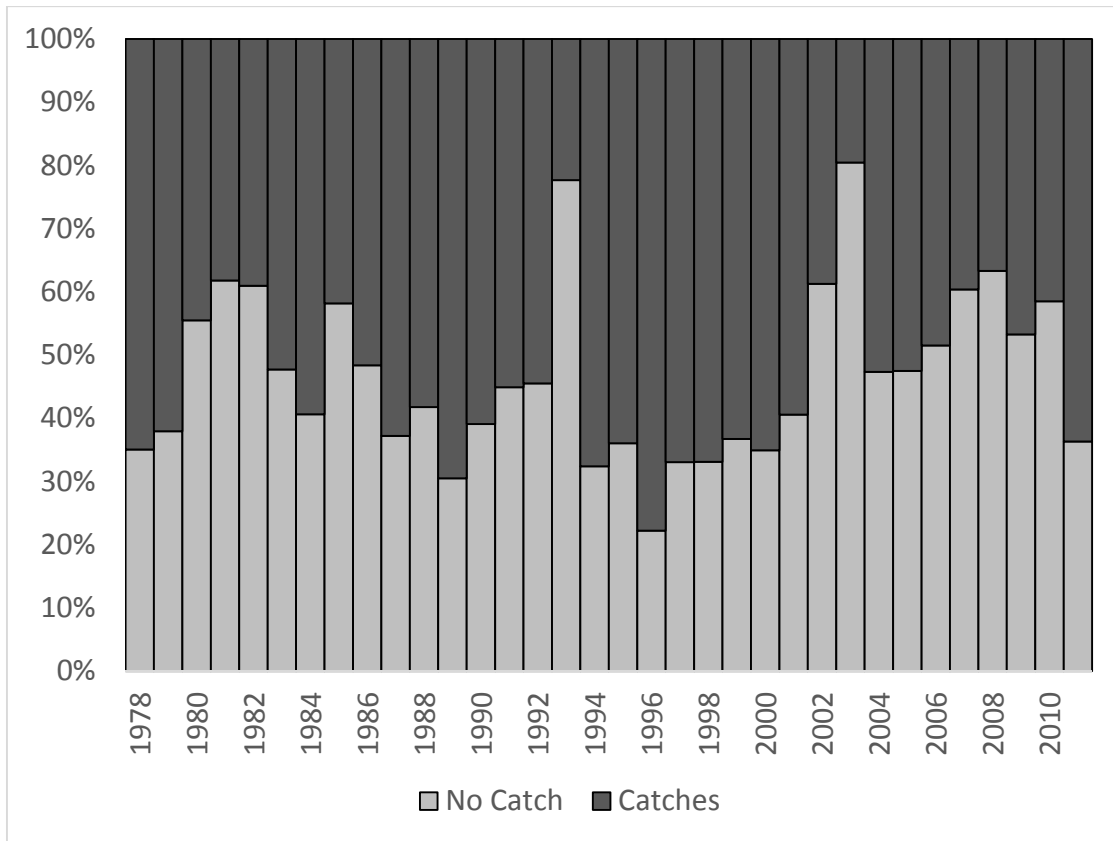


Figure 2. Proportion of positive captures and negative sets.

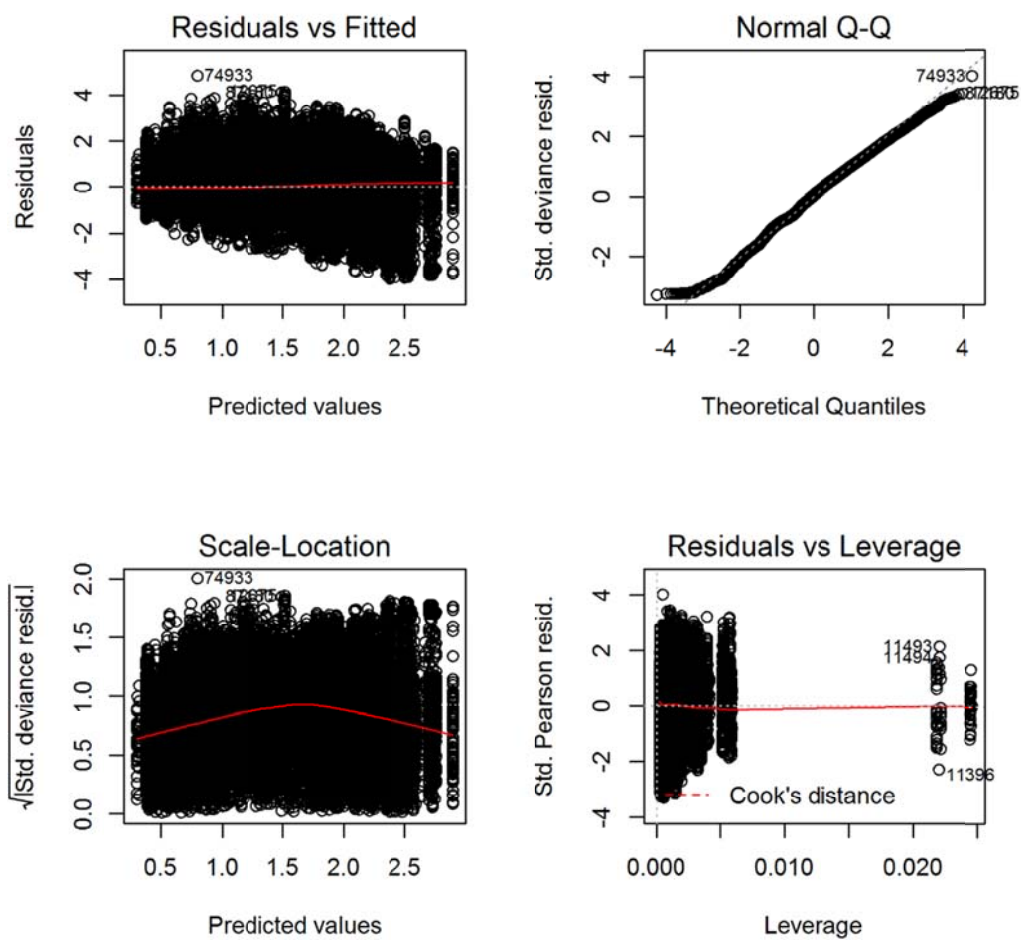


Figure 3. Residual analysis of the log-normal model fitting of albacore caught by the Brazilian tuna longline fleet, 1978 to 2012.

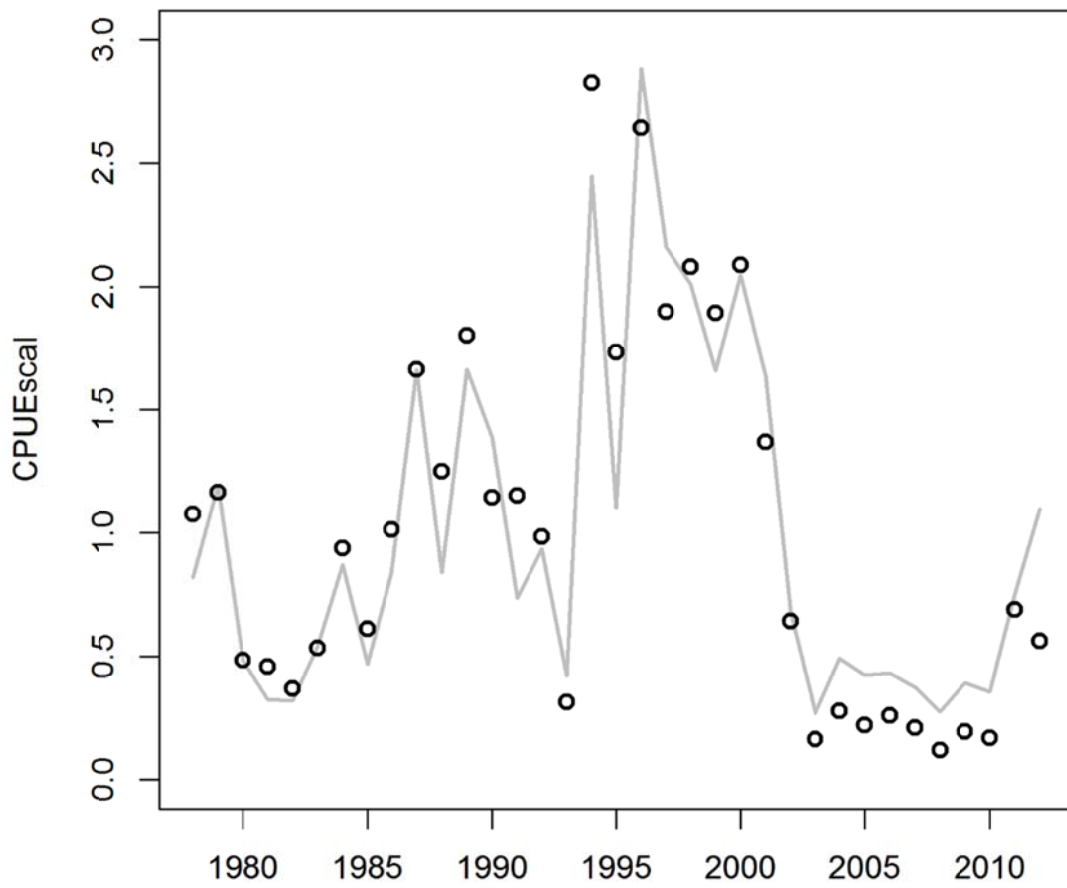


Figure 4. Nominal and standardized CPUE of albacore for Brazilian tuna longliners, from 1978 to 2012.

A detailed explanation of the CPUE standardization done on the Brazilian tuna longline data

During previous meetings, various SCRS working groups recognized the complex nature of the Brazilian tuna longline fleet, particularly the fact that it presents a large variety of vessels, flags and consequently operational characteristics. Because of that, the standardization methods commonly used by the SCRS might not be appropriate to standardize the Brazilian CPUE, as it has already been argued by the authors. Recently, cluster analyses have been applied to Brazilian tuna longline fishing data, aiming at categorizing fishing effort based on the proportion of the several species in the catches, as a way to detect changes in fishing strategy (target species). Presented for the first time in 2007, this approach has generated a lively discussion. The main advantage of such method, instead of using the percentage of a single species as an expression of the targeting strategy, relies in the fact that it considers the frequency distribution of all species in each set, thus providing, at least in principle, a much more reliable estimation of targeting (catch profile). However, it may have the caveat of overestimating the indices of abundance since the fishing sets with low catches of the target species may not be included in its respective cluster, thus potentially resulting in an artificially higher CPUE. On the other hand, however, the use of aggregated data by fleet, not considering the proportion of each species caught in each set, may cause an opposite bias, since a variable part of the fishing effort deployed might not have been directed to the expected target species, thus artificially lowering its relative abundance. In order to mitigate such bias, for the last yellowfin tuna assessment, done in 2011, the different fishing strategies applied by different fleets operating in Brazil were incorporated as a factor in the standardization process by an alternative methodology hereby explained.

Since 1956, when longline operations in the Southern Atlantic begun, several changes in fishing technology and strategies have occurred, strongly influencing catch composition and relative abundance of the target species. A number of models, such as GLM (General Linear Model), have been applied to minimize the effects of operational variables (fishing tactics) on the estimation of CPUE, through standardization processes. However, information on fishing tactics and even on significant technological changes is often not available, leading to serious errors in the estimation of abundance indices.

Previous analyses of the Brazilian longline fishery (Hazin, 2006, Carvalho *et al.*, 2011) have clearly indicated that the different fleets operating in the Southwestern Atlantic Ocean choose different fishing tactics, targeting different resources (catch profile), from time to time. It is very important, therefore, to take this factor into consideration, in any attempt to standardize the CPUE of the species caught. In the approach hereby proposed, the analysis is done in two steps: (i) identifying the different clusters of sets with similar species composition from the catch data; and (ii) identifying the different fishing fleets that have similar fishing strategies and are consequently associated to the different clusters.

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 (MathSoft, 1995). Accordingly, a total of 57,365 fishing sets were thus analyzed, with about 25 species reported on the observer log-books, and 6 clusters were identified (**Table 1**), 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 was applied to find coherent patterns that may discriminate groups of boats with similar fishing strategies (**Table 2**). These “fishing fleets” were then used as a factor in the CPUE standardization by GLM.

Table 1. Distribution of longline sets from the Brazilian tuna longline fishery in the Atlantic Ocean, between 1980 and 2010, by clusters of main species caught (Target Strategies-TS).

Species	TS 1	TS 2	TS 3	TS 4	TS 5	TS 6
YFT	54%	13%	2%	13%	6%	8%
ALB	9%	5%	3%	7%	75%	5%
BET	8%	53%	2%	5%	4%	7%
SWO	10%	15%	16%	9%	3%	56%
SAI	3%	1%	1%	5%	2%	3%
WHM	1%	1%	0%	2%	1%	1%
BUM	2%	1%	1%	1%	1%	2%
SPF	0%	0%	0%	0%	0%	0%
OTH.BIL	0%	0%	1%	1%	0%	1%
SPG.n	0%	0%	0%	0%	0%	0%
BSH	4%	4%	59%	6%	2%	10%
SPL	0%	0%	2%	1%	0%	0%
BTH	0%	0%	0%	0%	0%	0%
MAK	0%	0%	4%	2%	0%	1%
FAL	0%	0%	0%	3%	0%	1%
OCS	0%	0%	0%	0%	0%	0%
OTH.SHARKS	3%	3%	2%	6%	2%	2%
OTH.TEL	6%	3%	6%	40%	4%	4%

Table 2. General characteristics of fishery operations and strategies of the Brazilian longline fleet obtained from cluster analysis, from 1980 to 2010.

Strategy	Fishing fleet 1	Fishing fleet 2	Fishing fleet 3	Fishing fleet 4
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 3-6	Target strategie 5	Target strategie 2-4

STANDARDIZATION ON NORTHERN ATLANTIC ALBACORE (*THUNNUS ALALUNGA*) CPUE, DATING FROM 1967 TO 2012, BASED ON TAIWANESE LONGLINE CATCH AND EFFORT STATISTICS

Feng-Chen Chang¹, Tzong-Te Tzeng², and Shean-Ya Yeh³

SUMMARY

The Taiwanese longline fisheries have been one of the major fleets operating in the North Atlantic for albacore resource since the mid-1960s. Catch statistics of North Atlantic albacore (Thunnus alalunga) compiled from Taiwanese longline fisheries from 1967 to 2012 were thus investigated in an attempt to elucidate the abundance fluctuations of this resource. The Taiwanese longline CPUE was separately standardized into three periods (1967~1987, 1987~1999 and 1999~2012). The generalized linear model (GLM) with log-normal error distribution was adopted for the standardization of both yearly and quarterly catch-per-unit-effort (CPUE) trends. Factors of year, quarter, subarea and bycatch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna and swordfish were constructed into the model to obtain the yearly standardized abundance trend. Factors of quarter-series, subarea, and bycatch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna and swordfish were constructed into the model to obtain quarterly the standardized abundance trend. The results show that the yearly standardized CPUE highly fluctuated before the mid-1980s, and then continuously declined up to the mid-1990s. Thereafter, it remained relatively stable up to the present. Similar trends were also obtained for the quarterly standardized CPUE series.

RÉSUMÉ

Les palangriers du Taipei chinois étaient l'une des principales flottilles opérant dans l'Atlantique Nord et ciblant le germon de l'Atlantique Nord depuis la moitié des années 60. Les statistiques de capture du germon de l'Atlantique Nord (Thunnus alalunga) provenant des pêcheries palangrières du Taipei chinois de 1967 à 2012 ont donc fait l'objet d'une étude en vue d'éclaircir les fluctuations de l'abondance de cette ressource. La CPUE palangrière du Taipei chinois a été standardisée séparément en trois périodes (1967-1987, 1987-1999 et 1999-2012). Le modèle linéaire généralisé (GLM) avec une distribution d'erreur log-normale a été adopté pour la standardisation des tendances annuelles et trimestrielles de capture par unité d'effort (CPUE). Les facteurs année, trimestre, sous-zone et effets de la capture accidentelle du thon obèse, de l'albacore et de l'espadon ont été inclus dans le modèle afin d'obtenir la tendance annuelle de l'abondance standardisée. Les facteurs de série trimestrielle, de sous-zone et d'effets de la capture accidentelle du thon obèse, de l'albacore et de l'espadon ont été inclus dans le modèle afin d'obtenir la tendance trimestrielle de l'abondance standardisée. Les résultats font apparaître que la CPUE standardisée annuelle fluctuait considérablement avant la moitié des années 80 et descendait ensuite de manière continue jusqu'à la moitié des années 90. Depuis lors, elle est restée à un niveau relativement stable jusqu'à présent. Des tendances similaires ont également été obtenues pour les séries des CPUE trimestrielles standardisées.

RESUMEN

Las pesquerías de palangre de Taipei Chino han sido de las más importantes en el Atlántico norte dirigidas al recurso de atún blanco del norte desde mediados de los sesenta. Las estadísticas de captura de atún blanco del Atlántico norte (Thunnus alalunga) recopiladas a partir de las pesquerías de palangre de Taipei Chino desde 1967 hasta 2012 se investigaron para intentar deducir las fluctuaciones en la abundancia de este recurso. La CPUE del palangre de Taipei Chino se estandarizó por separado en tres periodos (1967~1987, 1987~1999 y 1999~2012). Se adoptó el modelo lineal generalizado (GLM) con una distribución

¹ Overseas Fisheries Development Council, Taipei 106, Taiwan; E-mail: fengchen@ofdc.org.tw ; d93241008@ntu.edu.tw

² College of Liberal Education, Shu-Te University, Kaohsiung County, 82445 Taiwan; tdtzeng@mail.stu.edu.tw

³ Institute of Oceanography, National Taiwan University, Taipei 106, Taiwan; tdtzeng@mail.stu.edu.tw

de error lognormal para estandarizar las tendencias de la captura por unidad de esfuerzo (CPUE), tanto anuales como trimestrales. En el modelo se incluyeron los factores de año, trimestre, subárea y efectos de captura fortuita del patudo, rabil y pez espada para obtener la tendencia en la abundancia estandarizada anual. En el modelo se incluyeron los factores de series trimestrales, subárea y efectos de captura fortuita del patudo, rabil y pez espada para obtener la tendencia en la abundancia estandarizada trimestral. Los resultados demuestran que la CPUE estandarizada anual fluctuaba notablemente antes de mediados de los ochenta y más tarde descendió de forma continua hasta mediados de los noventa. Posteriormente, se mantuvo bastante estable hasta la actualidad. Se obtuvieron tendencias similares para la serie de CPUE estandarizada trimestral.

KEYWORDS

North Atlantic albacore, GLM, longline fisheries

Introduction

In the Atlantic Ocean, two stocks of albacore (*Thunnus alalunga*), separated by 5° N latitude, were assumed for the fishery management. Taiwan is one of the main fishing nations utilizing the north Atlantic albacore resource, and contributes a significant part to the total landings. As one of the main fishing nations, it is equally our responsibility to acquire the catch and effort statistics for the purpose of monitoring its status.

Taiwanese longliners operated in the Atlantic are mainly composed of two types of fishing gears, i.e., regular longliner and deep longliner. The former, which is also called traditional longliner, is mainly targeting on albacore, whereas the latter equipped with -70°C freezing capability is mainly targeting on bigeye and yellowfin tunas. Unfortunately, it was not possible until mid-1990s when the logbook reporting system was able to directly distinguish their major identities by the addition of “the number of hooks per basket used” in logbook. However, historic task2 data series compiled by Taiwanese fisheries managerial sector and reported to the ICCAT since late-1960s thus became one of the important data sources to investigate the long-term abundance fluctuation of this resource.

The main purpose of this study was thus to obtain, based on Taiwanese 1967-2012 task2 data series, the longterm abundance trend of North Atlantic albacore resource by using GLM standardization procedure. Factors of quarter, fishing areas, and bycatch information were often adopted as remedies for better understanding the main factor of year component.

Materials and Methods

Taiwanese longline catch and effort data, compiled by month and by 5° square block, from 1967 to 2012 were the major source of data used in this analysis. These data were kindly provided by the Overseas Fisheries Development Council (OFDC), Taiwanese fisheries managerial sector.

GLM with normal error structure (Robson, 1966; Gavaris, 1980; Kimura, 1981) was used in the present study to standardize yearly and quarterly CPUE trends, based on Taiwanese longline fisheries data set, for the north Atlantic albacore. Factors of year, quarter, subarea and bycatch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna and swordfish will be constructed for obtaining yearly standardized CPUE trend. Factors of quarter-series, subarea and bycatch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna and swordfish will be constructed for obtaining quarterly standardized CPUE trend. Bycatch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna and swordfish were evaluated by quartile. Three subareas (Figure 1), followed the resultant obtained by Yang and Yeh (2004), were adopted in the model to minimize variations caused by fishing location. The Taiwanese longline CPUE was separately standardized into three periods (1967~1987, 1987~1999 and 1999~2012). GLM models thus constructed for both yearly and quarterly standardizations are:

Yearly generalized linear model with normal error structure:

$$\text{Log}(U_{ijklmn} + C) = \mu + Y_i + Q_j + A_k + BE_l + YF_m + SW_n + \varepsilon_{ijklmn}$$

where *Log*: natural logarithm;

U_{ijklmn} : nominal CPUE in year i , quarter j , subarea k , and with bycatch level of BE_l , YF_m , SW_n
 μ : intercept, or overall mean for correction
 C : constant (10% of the overall mean albacore nominal CPUE)
 Y_i : effect of year i
 Q_j : effect of quarter j
 A_k : effect of subarea k ;
 BE_l : bycatch effect of bigeye tuna in quartiles of CPUE (no./1000hooks)
 YF_m : bycatch effect of yellowfin tuna in quartiles of CPUE (no./1000hooks)
 SW_n : bycatch effect of swordfish in quartiles of CPUE (no./1000hooks)
 ε : error term assumed fitting with normal distribution $N(0,1)$.

Quarterly generalized linear model with normal error structure:

$$\text{Log}(U_{ijklmn} + C) = \mu + YQ_j + A_k + BE_l + YF_m + SW_n + \varepsilon_{ijklmn}$$

where *Log*: natural logarithm;

U_{ijklmn} : nominal CPUE in quarter-series j , subarea k , and with bycatch level of BE_l , YF_m , SW_n
 μ : intercept, or overall mean for correction
 C : constant (10% of the overall mean of albacore nominal CPUE)
 YQ_j : effect of quarter-series j
 A_k : effect of subarea k
 BE_l : bycatch effect of bigeye tuna in quartiles of CPUE (no./1000hooks)
 YF_m : bycatch effect of yellowfin tuna in quartiles of CPUE (no./1000hooks)
 SW_n : bycatch effect of swordfish in quartiles of CPUE (no./1000hooks)
 ε : error term assumed fitting with normal distribution $N(0,1)$.

SAS (Statistical Analysis System) Ver. 9.3 package was used to find solutions.

Results and Discussion

A constant (for three periods: 1967~1987, 1987~1999 and 1999~2012), which was obtained by averaging all Taiwanese longliners' nominal albacore CPUE reported in the north Atlantic and dividing by 10, was determined and added to each nominal albacore CPUE before using SAS solver for the purpose of avoiding zero albacore catch rate problem (ICCAT, 1996).

Around mid-1980s, some Taiwanese longliners began to equip with super cold freezer and shifted their target species from albacore to bigeye tuna in order to meet the demands of the sashimi markets. The increasing efforts of these deep longliners are thus considered as non-albacore-directed efforts, since albacore is the less expected catch species than bigeye tuna. Unfortunately, the traditional log book system cannot distinguish fishing efforts of regular albacore-targeting longliner from those of bigeye-targeting deep longliners. Although the situation got improved since mid-1990s when number of hooks per basket was added to the new log book system, historic log reports can only be distinguished, perhaps, by specification on area-time of fishing or catch composition.

Efforts (Yang and Yeh, 2004) have been devoted to subdivide North Atlantic into subareas for the purpose of sorting out a homogeneous subarea, by clustering analyses on catch composition, of showing indicative catch composition. The result of 3-subareas thus obtained indicated that the longline catch composition of subarea-1 was significantly different with the other two subareas. Longline catch in subarea-1, which is also the traditional fishing ground for North Atlantic albacore, were mainly comprised of albacore. On the other hand, longline catch in subarea-3 was mainly composed of big eye tuna thus to be considered as the major fishing ground for Taiwanese deep longliners targeting on bigeye tuna. As for subarea-2, there often appeared mixture catches of albacore, bigeye and yellowfin tunas each with various area-time intensities. To divide appropriately the north Atlantic albacore's entire habitat into subareas is one of the attempts used in the present study for providing corrections stemmed from area contrast. The character of subareas from the data set reflects that subarea-1 is the main fishing areas of albacore, subarea-3 for bigeye tuna, and subarea-2 for a mixture of albacore and bigeye tuna.

The standardization of CPUE trends for both the yearly series and quarterly series were constructed by GLM model. The results of ANOVA test for the yearly series show that either the model itself or the effects considered are all significant at 0.0001 confidence level (Table 1). As shown in the table, the effect of subarea plays the most important role in explanation of the model variation, and followed by effects of bigeye and quarter.

Comparatively, effects of year, yellowfin and swordfish play less important roles as their mean square are relatively low, but they are still statistically significant. Similar results of ANOVA are obtained for the quarterly series, and importance of the effects in explanation of the model variation ranks from subarea, bigeye, yellowfin, year-season and swordfish (Table 2).

The yearly nominal CPUE trend and its respective standardized CPUE series thus obtained were tabulated in Table 3, and plotted in Figure 2. The yearly standardized CPUE series showed a slight decline in the beginning of the fishery, and then fluctuated between 5 and 12 up to mid-1980s. Thereafter, a continuous decline was observed until 1996, and then it remained relative stable at a level between 2 and 7 no./1000 hooks. The normalized residual pattern from this model is shown in Figure 3. As shown in the figure, main distribution of residuals ranged from -1.00 to +1.00 and obviously centered at zero as mode. The Q-Q plot of those residuals was also shown in Figure 4, indicating the fitting was generally good.

The quarterly standardized CPUE series were also tabulated in Table 4, and plotted in Figure 5. In the period from 1967 to mid-1980s, the quarterly standardized CPUE series highly fluctuated mainly within a range between 4 and 14 no./1000 hooks. Then a continuous decline from late 1980s to mid 1990s was apparently observed. Thereafter, the CPUE trend remained relative stable ranging from 2 to 6 no./1000 hooks. The general trend appeared in quarterly CPUE series is very similar with those obtained in yearly CPUE trend. The normalized residual pattern from this model is shown in Figure 6. As shown in Figure 8, main distribution of residuals ranged from -1.00 to +1.00 and obviously centered at zero as mode. The Q-Q plot of those residuals were shown in Figure 7 indicating the fitting was generally good.

Acknowledgments

We are indebted to the Fisheries Agency and Overseas Fisheries Development Council, Taiwan, for their financial supports. We are also grateful to the fishermen and fisheries companies who provided logbooks and related information.

References

- 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.
- González-Garcés, A. and A. C. Fariña-Pérez 1983,. Determining age of young albacore, *Thunnus alalunga*, using dorsal spines. U.S. Dep. Comer., NOAA Tech. Rep. NMFS 8: 117-122.
- Hsieh, C. H., Chang, F. C. and Yeh, S. Y. 2007, Standardized northern Atlantic Albacore (*Thunnus alalunga*) CPUE, from 1967 to 2008, based on Taiwanese longline catch and effort statistics. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(4): 1390-1400 (2010).
- Hsu, C. C. 1996, Standardized catch per unit effort of Taiwanese longline fishery as abundance index of albacore stock in the Atlantic. *Col.Vol.Sci.Pap. ICCAT*, 46 (3): 123-130 (1997).
- Hsu, C. C. 1999, Standardized abundance index of Taiwanese longline fishery for bigeye tuna in the Atlantic. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 49 (3): 459-465 (2000).
- ICCAT. 1996. Report of the bluefin tuna methodology session. In April 16 to 19, 1996. Madrid, Spain, 28pp.
- Kimura, D. K. 1981, Standardized measures of relative abundance based on modeling log (CPUE), and their application to Pacific Ocean perch (*Sebastes alutus*), *J. Cons. Int. Explore, Mer.*, 39: 211-218.
- Koto, T. 1969, Studies on the albacore-XIV. Distribution and movement of the albacore in the Indian and Atlantic Oceans based on the catch statistics of Japanese tuna longline fishery in 1959-1967. *Bull. Far Seas Fish. Res. Lab.*, 1: 115-129.
- Mark N. Maunder and André E. Punt.2004, Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fisheries Research* 70 p. 141-159.

- Nakano, H. 1996, Review of data collection system for the Japanese longline fishery and problems about standardization of CPUE. Col.Vol.Sci.Pap. ICCAT, 43: 159-161 (1996).
- Nelder, J. A. and R.W. M. Wedderburn 1972, Generalized Linear Models. J. Royal Stat. Soc. A, 135:370-384.
- Nishida, T., Y. Ishizuka and H. Kishino. 1994, Estimate of catch rate of Japanese longline fisheries for southern bluefin tuna (*Thunnus maccoyii*). The trilateral meeting for southern bluefin tuna. SBFWS/94/11.
- Uosaki, K. 1996, Updated standardized CPUE for albacore caught by Japanese longline fishery in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 43: 311-317 (1996).
- Uosaki, K. 1999, Updated standardized CPUE for albacore caught by Japanese fishery in the Atlantic Ocean, 1975-1997. ICCAT Col. Vol. Sci. Pap., 49 (3): 212-217.
- Uosaki, K. 2000, Updated standardized CPUE for albacore caught by Japanese fishery in the Atlantic Ocean, 1975-1999. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52 (4): 1468-1474.
- W.N. Venables and C.M. Dichmont 2004, GLMs, GAMs and GLMMs: an overview of theory for applications in fisheries research. Fisheries Research 70 p.319-337.
- Wu, C. L. and Yeh, S. Y. 1999, CPUE standardization for South Atlantic albacore caught by Taiwanese longline fisheries, 1968-1996. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 49 (4): 191-199
- Wu, C. L. and Yeh, S. Y. 2002, Geographic distribution and area demarcation on the fisheries resource of south Atlantic albacore. ACTA Oceanogra. Taiwan. 40(1): 81-92.
- Yang, S. H. and Yeh, S. Y. 2004, Standardized CPUE trend of Taiwanese longline fishery for northern Atlantic Albacore from 1968 to 2001. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 56(4):1412-1416.

Table 1. Analysis of variance on the standardized north Atlantic albacore yearly CPUE using Taiwanese longline fisheries data set from 1967 to 2012 (three periods: 1967~1987, 1987~1999 and 1999~2012).

1. Dependent Variable: Logcpuen_alb

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	34	1627.924089	47.88012	153.96	<.0001
Error	3391	1054.578806	0.310993		
Corrected Total	3425	2682.502895			
R-Square	Coeff Var	Root MSE	Logcpuen_alb Mean		
0.606868	19.66674	0.557668	2.835588		

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
year	20	68.4968216	3.4248411	11.01	<.0001
quarter	3	55.7437786	18.5812595	59.75	<.0001
subarea	2	616.8414993	308.4207496	991.73	<.0001
codebet	3	33.687908	11.2293027	36.11	<.0001
codeyft	3	6.0951214	2.0317071	6.53	0.0002
codeswo	3	10.0033007	3.3344336	10.72	<.0001

2. Dependent Variable: Logcpuen_alb

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	23	2564.191505	111.486587	164.96	<.0001
Error	1862	1258.400126	0.675833		
Corrected Total	1885	3822.591631			
R-Square	Coeff Var	Root MSE	Logcpuen_alb Mean		
0.670799	52.76559	0.82209	1.558004		

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
year	12	108.807072	9.067256	13.42	<.0001
quarter	3	15.6410415	5.2136805	7.71	<.0001
subarea	2	309.8926703	154.9463351	229.27	<.0001
codebet	3	267.7324208	89.2441403	132.05	<.0001
codeyft	3	24.3709766	8.1236589	12.02	0.0002

3. Dependent Variable: Logcpuen_alb

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	26	4217.651167	162.217353	260.57	<.0001
Error	2901	1806.035126	0.622556		
Corrected Total	2927	6023.686293			
R-Square	Coeff Var	Root MSE	Logcpuen_alb Mean		
0.700178	61.5629	0.789022	1.281652		

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
year	13	115.6797442	8.8984419	14.29	<.0001
quarter	3	51.0923428	17.0307809	27.36	<.0001
subarea	2	596.60831	298.304155	479.16	<.0001
codebet	3	466.0344519	155.3448173	249.53	<.0001
codeyft	3	12.9376258	4.3125419	6.93	0.0001
codeswo	2	8.7517607	4.3758804	7.03	0.0009

Table 2. Analysis of variance on the quarterly standardized CPUE based on northern Atlantic albacore data of Taiwanese longline fishery during 1967 to 2012 (three periods: 1967~1987, 1987~1999 and 1999~2012).

1. Dependent Variable: Logcpuen_alb

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	92	1683.030435	18.293809	61.01	<.0001
Error	3333	999.47246	0.299872		
Corrected Total	3425	2682.502895			
R-Square	Coeff Var	Root MSE	Logcpuen_alb Mean		
0.62741	19.31188	0.547605	2.835588		

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
yq	81	177.2254812	2.1879689	7.3	<.0001
subarea	2	572.8552817	286.4276409	955.17	<.0001
codebet	3	32.7065675	10.9021892	36.36	<.0001
codeyft	3	6.5622981	2.1874327	7.29	<.0001
codeswo	3	8.9049156	2.9683052	9.9	<.0001

2. Dependent Variable: Logcpuen_alb

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	59	2602.065162	44.102799	65.98	<.0001
Error	1826	1220.526468	0.668415		
Corrected Total	1885	3822.591631			
R-Square	Coeff Var	Root MSE	Logcpuen_alb Mean		
0.680707	52.47525	0.817567	1.558004		

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
yq	51	163.2555456	3.2010891	4.79	<.0001
subarea	2	288.7721545	144.3860773	216.01	<.0001
codebet	3	250.5495642	83.5165214	124.95	<.0001
codeyft	3	24.9015027	8.3005009	12.42	<.0001

3. Dependent Variable: Logcpuen_alb

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	65	4268.187674	65.664426	107.05	<.0001
Error	2862	1755.498619	0.613382		
Corrected Total	2927	6023.686293			
R-Square	Coeff Var	Root MSE	Logcpuen_alb Mean		
0.708567	61.10761	0.783187	1.281652		

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
yq	55	208.9207159	3.7985585	6.19	<.0001
subarea	2	583.1000157	291.5500078	475.32	<.0001
codebet	3	431.7846597	143.9282199	234.65	<.0001
codeyft	3	12.0932717	4.0310906	6.57	0.0002
codeswo	2	7.5342054	3.7671027	6.14	0.0022

Table 3. The nominal CPUE and its respective yearly standardized CPUE of north Atlantic albacore based on the Taiwanese catch statistics from 1967 to 2012.

Year	Nominal CPUE 1	Nominal CPUE 2	Nominal CPUE 3	Standardized CPUE 1	Standardized CPUE 2	Standardized CPUE 3
1967	19.7391			7.04761149		
1968	16.0726			12.17957499		
1969	13.406			10.51884607		
1970	14.2848			9.34167880		
1971	10.5539			6.71437595		
1972	25.5395			7.06525616		
1973	26.5063			8.74580466		
1974	25.3519			7.98217959		
1975	27.4278			6.77497221		
1976	26.3591			9.36022324		
1977	23.6375			9.11781900		
1978	23.4746			8.69721275		
1979	30.2652			8.55978189		
1980	29.8619			8.82731190		
1981	27.7329			8.71087020		
1982	34.465			9.53825509		
1983	31.5084			9.54492836		
1984	27.5051			8.30930525		
1985	22.3687			7.17560262		
1986	19.5749			5.89185191		
1987	16.4646	16.4646		5.55517944	4.30222512	
1988		28.0238			6.98517469	
1989		19.0499			5.25506371	
1990		4.7679			3.85984828	
1991		6.0984			5.26785495	
1992		3.6641			4.45330957	
1993		10.2907			4.43557565	
1994		13.9695			3.22619959	
1995		14.5839			3.34505891	
1996		7.8009			2.19693177	
1997		8.3098			2.66303358	
1998		13.0828			2.66353052	
1999		6.9356	6.9356		2.02489370	2.11885330
2000			8.2945			2.03952367
2001			9.1721			2.19271756
2002			6.4509			2.28895699
2003			8.8337			4.12208989
2004			8.4901			3.13308117
2005			5.8526			3.65377605
2006			10.431			3.91051113
2007			5.932			2.67305287
2008			3.991			2.39078035
2009			5.349			2.39307184
2010			7.871			3.26066153
2011			5.909			3.40038198
2012			1.570			1.79186429

Table 4. The nominal CPUE and its respective quarterly standardized CPUE of north Atlantic albacore based on the Taiwanese catch statistics from 1967 to 2012.

Year*Quarter	Nominal CPUE1	Nominal CPUE2	Nominal CPUE3	Standardized CPUE1	Standardized CPUE2	Standardized CPUE3	Year*Quarter	Nominal CPUE1	Nominal CPUE2	Nominal CPUE3	Standardized CPUE1	Standardized CPUE2	Standardized CPUE3	Year*Quarter	Nominal CPUE1	Nominal CPUE2	Nominal CPUE3	Standardized CPUE1	Standardized CPUE2	Standardized CPUE3
19671							19831	35.024			9.03256			19991		7.465	7.465		3.08764	3.44726
19672							19832	27.122			9.24771			19992		5.844	5.844		1.18847	1.69633
19673	21.504			6.01678			19833	25.116			8.61943			19993		7.142	7.142		1.29292	1.78907
19674	18.616			7.29274			19834	37.325			13.54584			19994		7.237	7.237		1.23985	1.82383
19681	28.112			13.94772			19841	35.753			11.76553			20001			9.363			2.77940
19682	13.945			12.41903			19842	24.651			8.33195			20002			9.427			2.19942
19683	15.997			11.31812			19843	20.882			6.61802			20003			5.129			1.65961
19684	12.946			10.56351			19844	25.941			7.19847			20004			8.414			1.29266
19691	26.845			10.86800			19851	26.041			8.95814			20011			8.778			2.60965
19692	5.615			7.55531			19852	19.003			8.03028			20012			8.679			1.92168
19693	12.946			10.04902			19853	16.480			4.76867			20013			8.784			2.09026
19694	16.499			13.87213			19854	26.250			7.99185			20014			11.908			2.37288
19701	10.788			12.37301			19861	22.698			7.00252			20021			7.716			3.52590
19702	23.891			9.94332			19862	16.686			5.28879			20022			3.895			1.83717
19703	10.612			8.33730			19863	16.171			5.61626			20023			6.901			1.79040
19704	13.116			6.94638			19864	21.492			5.61228			20024			8.072			2.15263
19711	26.540			8.79982			19871	17.412	17.412		6.09949	4.08011		20031			7.568			4.53236
19712	8.086			6.52456			19872	14.052	14.052		4.48536	2.84960		20032			6.853			3.84151
19713	2.988			4.94223			19873	14.304	14.304		6.01996	5.49771		20033			11.789			3.75784
19714	27.088			7.07515			19874	21.208	21.208		7.18965	4.75798		20034			16.170			5.02704
19721	37.112			11.49623			19881		31.100		7.55129			20041			0.111			2.71981
19722	7.999			4.60711			19882		30.404		5.64772			20042			10.140			2.90328
19723	17.740			5.17358			19883		23.756		8.77528			20043			12.562			2.78788
19724	28.341			8.88881			19884		34.654		5.82149			20044			18.159			4.19767
19731	36.009			11.32026			19891		28.175		6.77518			20051			5.687			5.94695
19732	17.009			6.55340			19892		18.879		3.57549			20052			5.694			3.50731
19733	19.662			8.60997			19893		19.121		5.07211			20053			5.465			2.15941
19734	32.923			9.67537			19894		12.921		4.66727			20054			8.287			3.96455
19741	30.488			9.75236			19901		11.871		5.33737			20061			11.988			5.65099
19742	22.114			7.32812			19902		5.480		3.57770			20062			8.199			3.00064
19743	15.322			6.36699			19903		3.396		2.42610			20063			11.526			3.34733
19744	34.942			9.15618			19904		2.635		3.34958			20064			10.725			3.99771
19751	24.749			9.36284			19911		5.967		5.31630			20071			5.893			2.76263
19752	19.008			5.08416			19912		6.927		5.48333			20072			5.634			2.82206
19753	17.147			4.96428			19913		6.613		3.67241			20073			8.154			2.66330
19754	51.463			10.04345			19914		4.837		4.95645			20074			3.715			1.98676
19761	38.377			14.05836			19921		1.888		4.35425			20081			3.252			2.70513
19762	22.534			9.02222			19922		4.286		4.58233			20082			4.284			2.23005
19763	12.938			4.55524			19923		6.385		2.95968			20083			3.415			1.98105
19764	27.395			11.11528			19924		2.220		4.11551			20084			6.896			2.82885
19771	21.345			8.95591			19931		0.437		2.43936			20091			6.381			2.96542
19772	28.016			11.60636			19932		14.588		4.14727			20092			5.209			2.39927
19773	21.691			8.32412			19933		10.340		4.94262			20093			7.163			2.49354
19774	25.488			8.93907			19934		12.376		3.21040			20094			0.417			1.55154
19781	29.149			12.25575			19941		7.443		2.64852			20101			9.586			3.62737
19782	18.112			6.92281			19942		10.784		1.86712			20102			6.338			2.84707
19783	16.634			7.42504			19943		25.267		3.81850			20103			8.239			2.78680
19784	25.287			8.55804			19944		11.046		2.82360			20104			7.044			4.17886
19791	38.319			14.94893			19951		12.647		2.80013			20111			5.729			3.07744
19792	22.538			7.59835			19952		30.633		2.79974			20112			4.732			2.74858
19793	14.878			5.01175			19953		24.229		4.52307			20113			7.064			4.04948
19794	41.811			9.39966			19954		10.046		2.17423			20114			6.267			3.71170
19801	36.363			13.88855			19961		14.284		2.68223			20121			3.345			3.16042
19802	23.219			7.52315			19962		4.440		1.84386			20122			0.201			1.26693
19803	18.717			5.71444			19963		1.790		1.57007			20123			0.004			1.04911
19804	39.477			9.99415			19964		5.636		1.08111			20124			0.646			1.85866
19811	32.519			10.12545			19971		11.621		3.35946									
19812	22.447			8.03385			19972		5.788		2.17753									
19813	21.375			7.76988			19973		3.255		1.63207									
19814	34.970			9.25865			19974		8.654		1.81710									
19821	35.940			11.69896			19981		17.234		2.37748									
19822	28.692			9.71361			19982		12.073		1.99694									
19823	24.060			7.17866			19983		12.042		2.19238									
19824	46.096			10.42738			19984		7.285		2.42145									

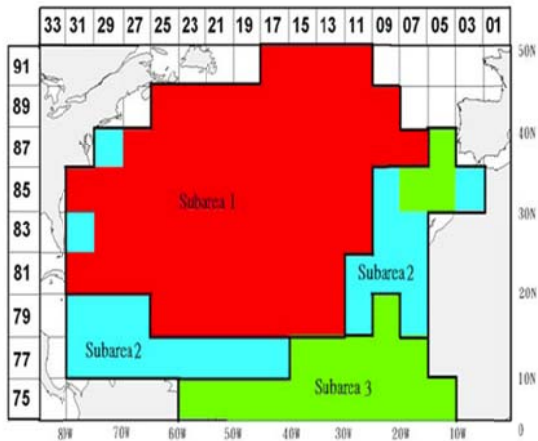


Figure 1. Map showing the segregation of subareas in the GLM analyses of present study.

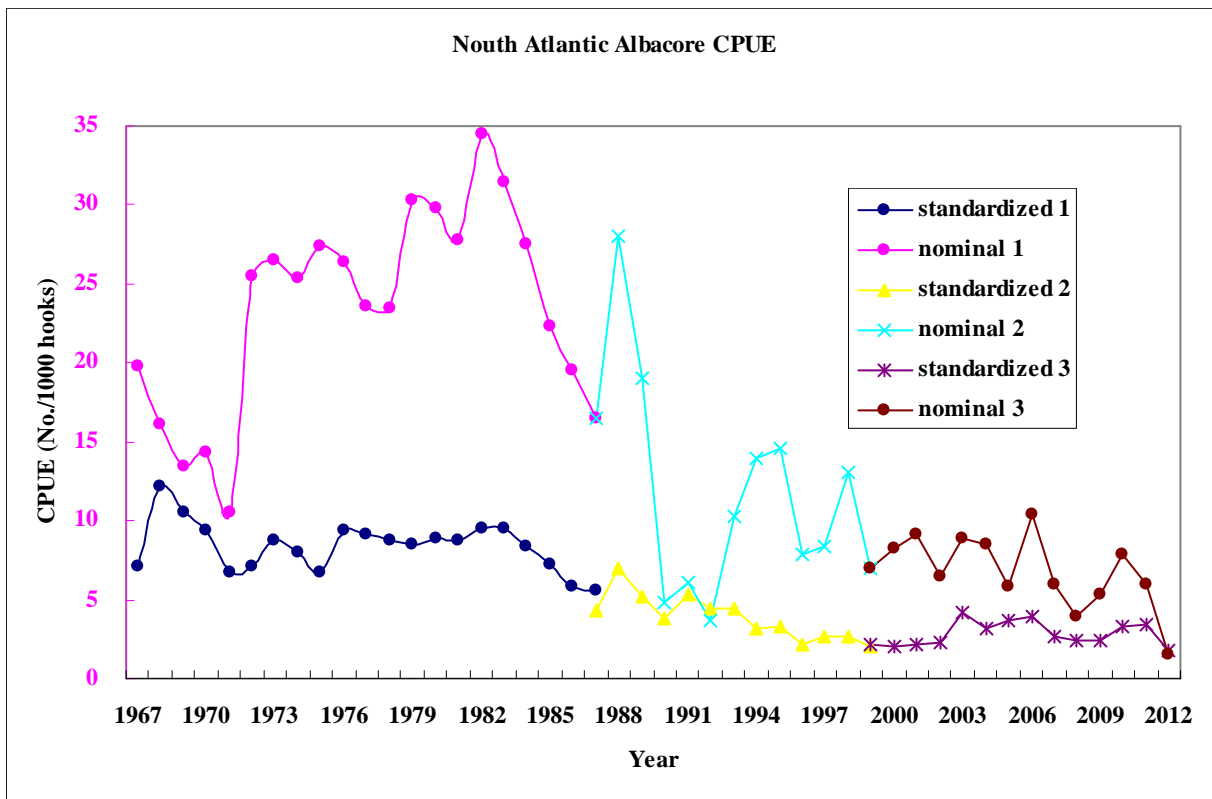


Figure 2. Yearly nominal and standardized CPUE (No./1000 hooks) trends of north Atlantic albacore based on Taiwanese longline fishery data set from 1967 to 2012.

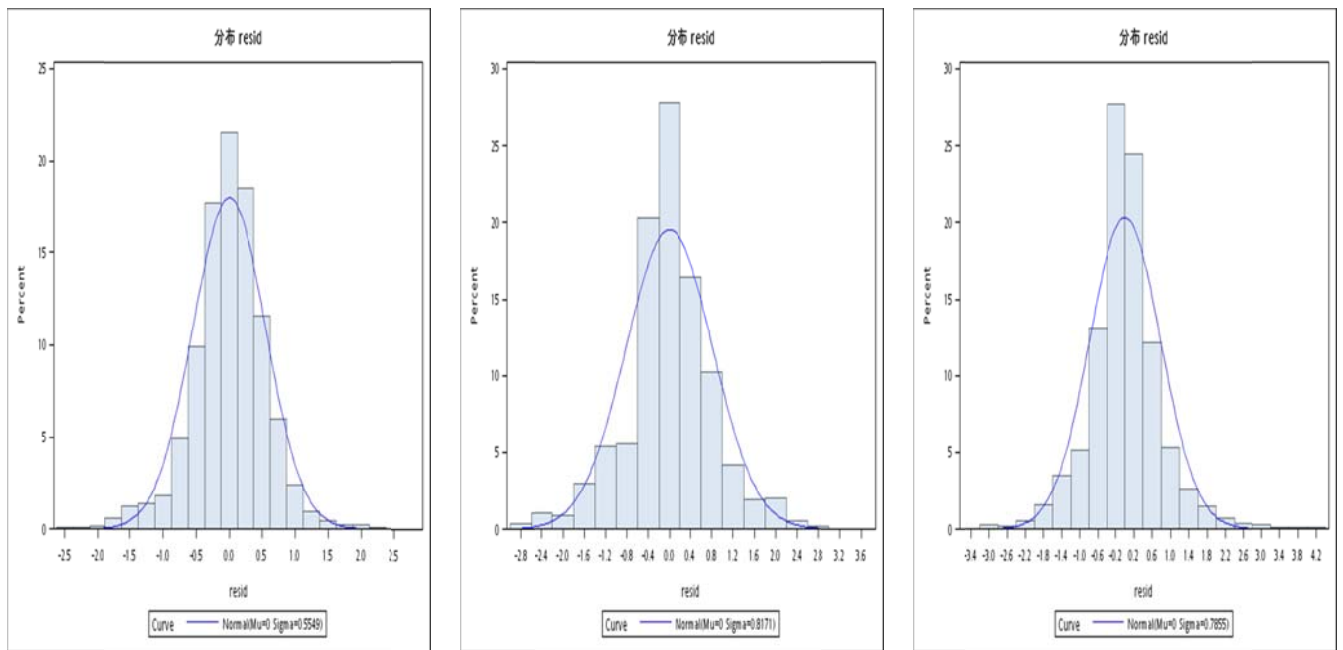


Figure 3. Distribution of normalized residuals obtained from yearly GLM model.

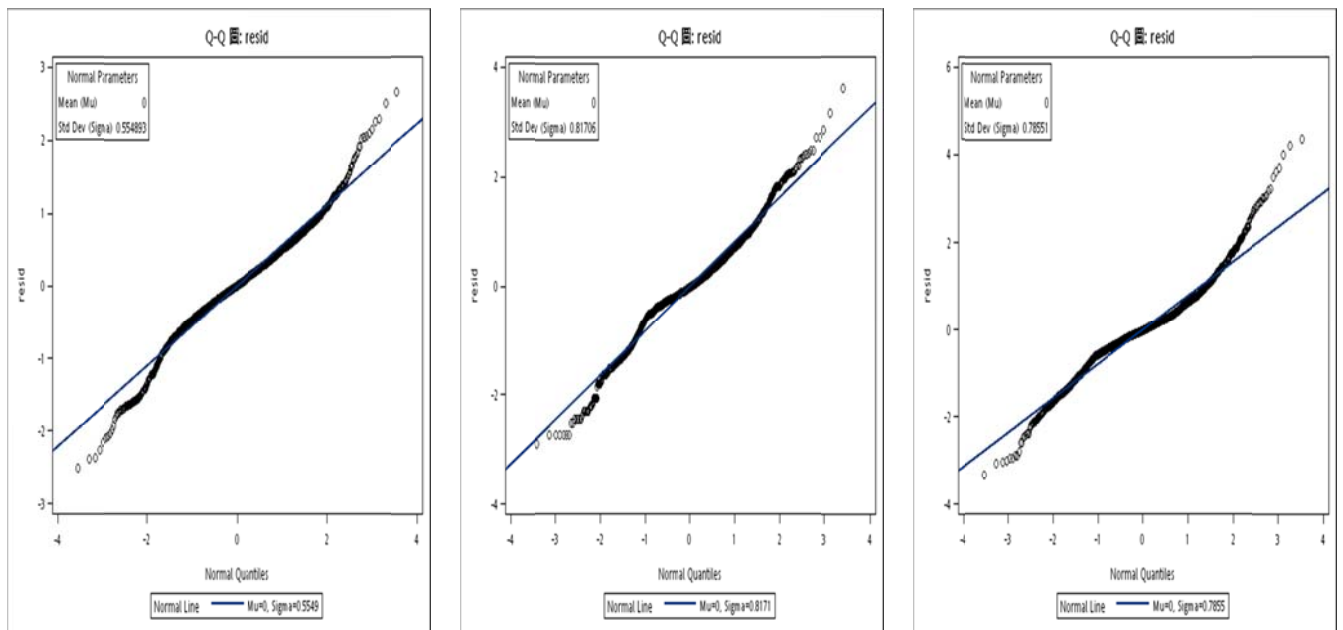


Figure 4. The Q-Q plot for residuals obtained from yearly GLM model.

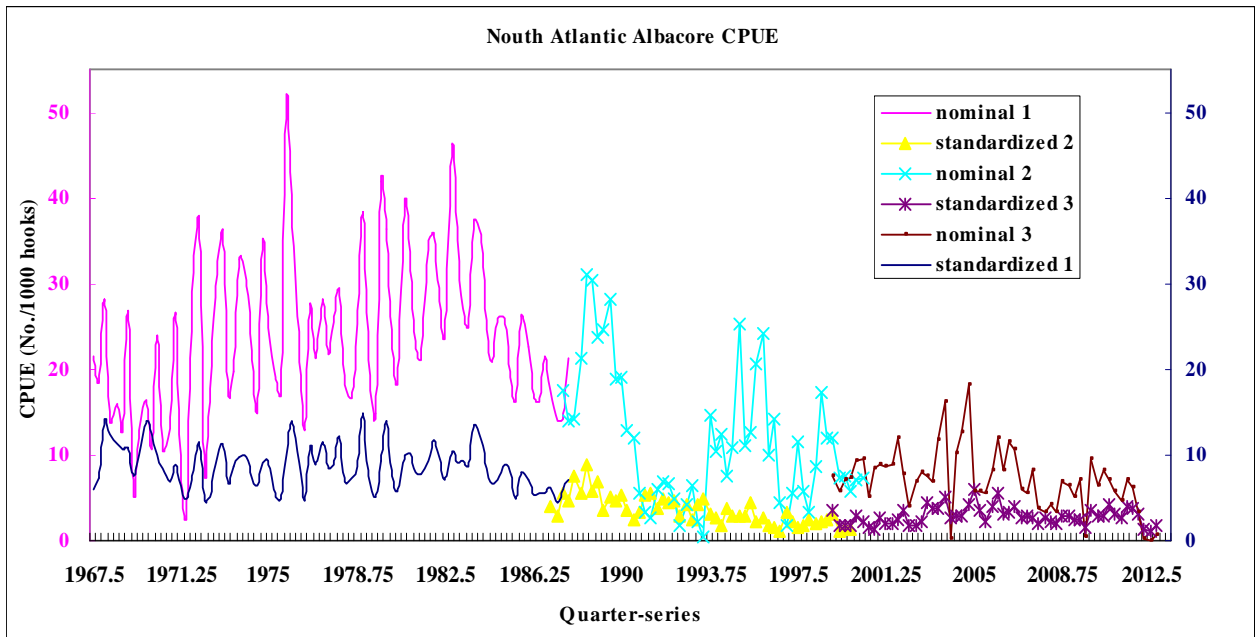


Figure 5. Quarterly nominal and standardized CPUE (No/1000 hooks) trend of north Atlantic albacore based on Taiwanese longline fishery data set from 1967 to 2012.

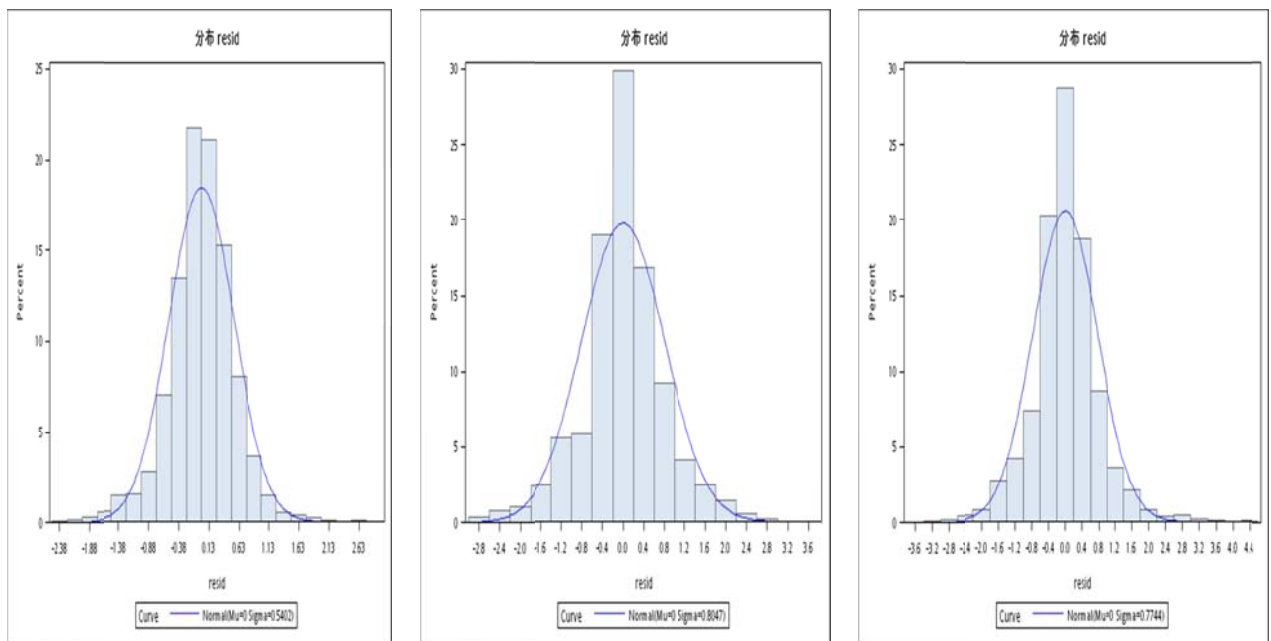


Figure 6. Distribution of normalized residuals obtained from quarterly GLM model.

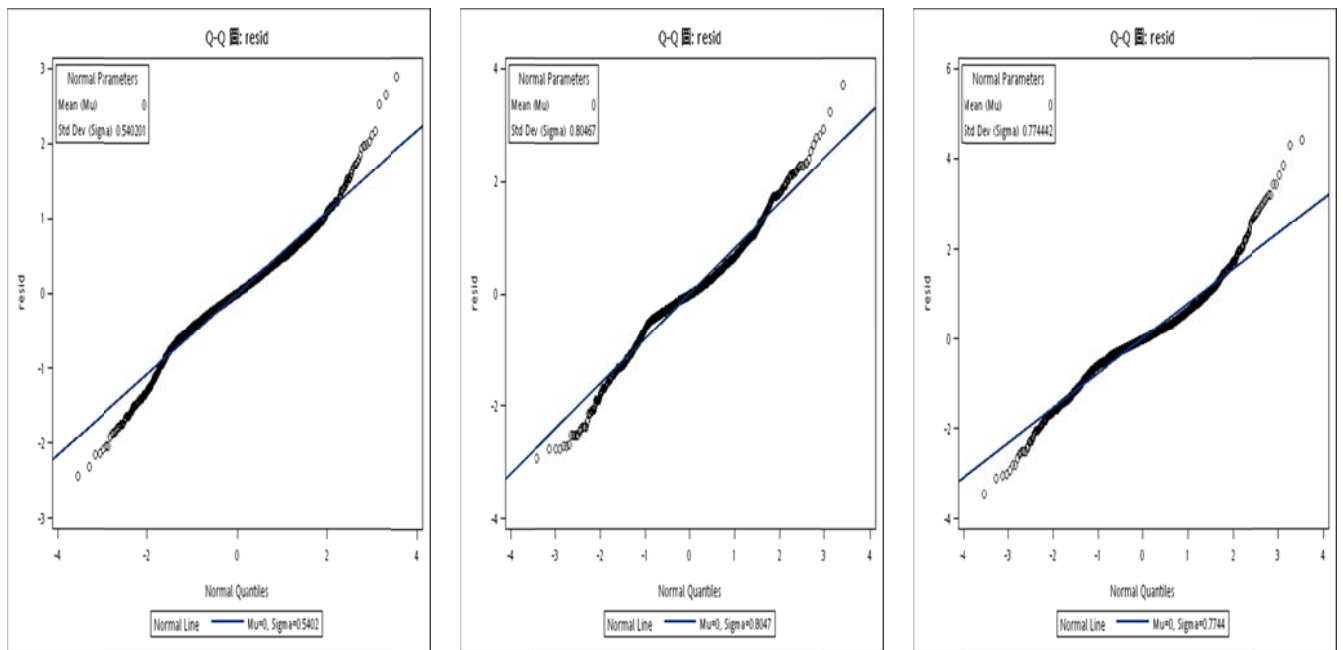


Figure 7. The Q-Q plot for residuals obtained from quarterly GLM model.

STANDARDIZED CPUE OF SOUTH ATLANTIC ALBACORE (*THUNNUS ALALUNGA*) BASED ON TAIWANESE LONGLINE CATCH AND EFFORT STATISTICS DATING FROM 1967 TO 2012

Feng-Chen Chang¹ and Shean-Ya Yeh²

SUMMARY

The standardized abundance index of South Atlantic albacore, dating from 1967 to 2012, based on Taiwanese longline catch and effort statistics using the Generalized Linear Model (GLM) procedure, was carried out in the present study. Factors such as year, quarter, subarea, bycatch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna, and swordfish were used to obtain the yearly standardized CPUE trend from 1967 to 2012. The quarterly standardized CPUE series from the third quarter of 1967 to the fourth quarter of 2012 were also obtained by using quarter-series, subarea, bycatch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna, and swordfish as factors of concern. CPUE trends, both yearly and quarterly, thus obtained indicated that the abundance in number of South Atlantic albacore declined from the late 1960s to 1990, then increased until the mid-1990s, and leveled off since the early 2000s up to 2012. The quarterly trend, as compared to its respective yearly trend, often showed a significant peak per year implying a consistent recruitment pattern of this resource.

RÉSUMÉ

La présente étude a estimé un indice d'abondance standardisé du germon de l'Atlantique Sud, correspondant à la période 1967-2012, en se fondant sur les statistiques de prise et d'effort des palangriers du Taipei chinois, à l'aide d'une procédure de modèle linéaire généralisé (GLM). Les facteurs, tels que année, trimestre, sous-zone, effets de la prise accessoire du thon obèse, de l'albacore et de l'espadon ont été utilisés en vue d'obtenir la tendance de la CPUE standardisée annuelle de 1967 à 2012. On a également obtenu la série de CPUE standardisée trimestrielle à partir du troisième trimestre de 1967 jusqu'au quatrième trimestre de 2012, en utilisant des séries trimestrielles, sous-zone et effets de la prise accessoire du thon obèse, de l'albacore et de l'espadon comme facteurs de préoccupation. Les tendances de la CPUE, à la fois annuelles et trimestrielles, ainsi obtenues ont indiqué que l'abondance en nombre de germons de l'Atlantique Sud avait chuté à partir de la fin des années 60 jusqu'en 1990, puis avait augmenté jusqu'au milieu des années 90, pour se stabiliser à partir du début des années 2000 jusqu'en 2012. La tendance trimestrielle, comparée à sa tendance annuelle respective, a souvent fait apparaître un pic considérable par an, ce qui implique un schéma de recrutement constant de cette ressource.

RESUMEN

En este estudio se estimó el índice de abundancia estandarizado de atún blanco del sur, para el periodo 1967-2012, basándose en las estadísticas de captura y esfuerzo del palangre de Taipei Chino, utilizando un modelo lineal generalizado (GLM). Factores como el año, trimestre, subárea, efectos de captura fortuita de patudo, rabil y pez espada fueron utilizados para obtener la tendencia de la CPUE estandarizada anual desde 1967 hasta 2012. Se obtuvieron también la series de CPUE estandarizadas trimestralmente desde el tercer trimestre de 1967 hasta el cuarto trimestre de 2012 utilizando series trimestrales, subáreas y efectos de captura fortuita de patudo, rabil y pez espada como factores de inquietud. Las tendencias de CPUE estandarizadas, tanto anual como trimestralmente, obtenidas así indicaban que la abundancia en número de atún blanco del sur descendió desde finales de los sesenta hasta 1990, se incrementó hasta mediados de los noventa, y se estabilizó desde principios de los años 2000 hasta 2012. La tendencia trimestral, cuando se compara con su tendencia respectiva anual, mostraba a menudo un pico importante por año, lo que implica un patrón de reclutamiento coherente de este recurso.

KEYWORDS

South Atlantic albacore, GLM, fisheries management

¹ Overseas Fisheries Development Council, Taipei 106, Taiwan; E-mail: fengchen@ofdc.org.tw ; d93241008@ntu.edu.tw

² Institute of Oceanography, National Taiwan University, Taipei 106, Taiwan; E-mail: sheanya@ntu.edu.tw

Introduction

In the Atlantic Ocean, two stocks of albacore, separated by 5° N latitude, were assumed for the fishery management. Taiwanese longline fishery, followed Japanese footsteps, has become one of the major fishing fleets utilizing this resource since 1960s. According to the ICCAT report, annual catch of South Atlantic albacore ranged from 25,000 mt to 35,000 mt in the last decade. Taiwanese catch of South Atlantic albacore comprised of 70% or more of the total. As one of the fishing nations that utilized this resource, it is equally our responsibility to acquire the catch and effort statistics for the purpose of monitoring its status.

Taiwanese longliners in the Atlantic composed mainly of two types of fishing gears, i.e., regular longliner and deep longliner. The regular longliner, which commenced since 1960s and is also called traditional longliner, is mainly targeting on albacore. Since mid-1980s, another type of longliner or so called deep longliner, which equipped with -70 degree centigrade or more freezing capability, emerged and mainly targeting on bigeye and yellowfin tunas. Unfortunately, it was not until mid-1990s when the logbook reporting system was able to distinguish their major identity by the addition of “the number of hooks per basket used” in new reporting logbook. Nevertheless, historic task2 data series compiled by Taiwanese fisheries managerial sectors and reported to the ICCAT since late 1960s thus became one of the important data sources to investigate the long-term abundance fluctuation of this resource.

The main purposes of this study were thus to standardize the South Atlantic albacore abundance indices, based on Taiwanese 1967-2012 task2 data series, by using Generalized Linear Models with identifiable factors as year, quarter, fishing locations, bycatch information for the purpose of minimizing the aforementioned incompatibility may have aroused in the data set, which were collected over a rather vast area-time-fishery spectra.

Materials and Methods

The task2 data, aggregated by month and by 5° statistical block from 1967 to 2012, were compiled and provided by Overseas Fisheries Development Council of Taiwan. Nominal CPUE was defined as catch in number per 1,000 hooks.

Although the Atlantic water mass is generally considered having the North Atlantic mid-ocean gyre and South Atlantic mid-ocean gyre, the delineation of North Atlantic albacore from South Atlantic albacore was set at 5° N latitude. Furthermore, the habitat of South Atlantic albacore is currently designated and separated from the Indian Ocean by the 20° E longitude. As of the entire habitat for South Atlantic albacore, it is thus designated currently as from 5° N southward and set 20° E as its eastward boundary condition.

GLM with normal error structure (Robson, 1966; Gavaris, 1980; Kimura, 1981) was used in present study to standardize yearly and quarterly CPUE series of the South Atlantic albacore. Factors used in the yearly standardization are year, quarter, subarea, effects of bycatch, which includes bigeye tuna, yellowfin tuna and swordfish. Factors used in the quarterly standardization, however, are quarter-series, subarea, effects of bycatch, which includes bigeye tuna, yellowfin tuna and swordfish. The nominal CPUE values of those bycatch species were calculated and coded by quantile. GLM models constructed in present study for yearly and quarterly standardizations are as follows:

Yearly generalized linear model with normal error structure:

$$\text{LOG}(\text{CPUE}_{ijklmn} + \text{const}) = \mu + \text{YEAR}_i + \text{QUARTER}_j + \text{SUBAREA}_k + \text{CODEBET}_l + \text{CODEYFT}_m + \text{CODESWO}_n + \xi_i$$

where

LOG: natural logarithm;

CPUE_{ijklmn}: nominal albacore CPUE (catch in number per 1000 hooks) in year *i*, quarter *j*, subarea *k*, and bycatch of BET_{*l*}, YFT_{*m*}, SWO_{*n*};

μ: intercept, or overall mean for correction;

const: constant (10% of the overall mean albacore nominal CPUE);

YEAR_{*i*}: main effect of year *i*;

QUARTER_{*j*}: effect of quarter *j*;

SUBAREA_{*k*}: effect of subarea *k*;

CODEBET_{*l*}: effect of bycatch (bigeye tuna);

CODEYFT_m: effect of bycatch (yellowfin tuna);
 CODESWO_n: effect of bycatch (swordfish);
 ξ_{ijklmn} : error with distribution character of $N(0, \sigma^2)$.

Quarterly generalized linear model with normal error structure:

$$\text{LOG}(\text{CPUE}_{ijklmn} + \text{const}) = \mu + \text{QUARTER-SERIES}_i + \text{SUBAREA}_k + \text{CODEBET}_l + \text{CODEYFT}_m + \text{CODESWO}_n + \xi_{ijklmn}$$

where

LOG: natural logarithm;

CPUE_{ijklmn}: nominal albacore CPUE (catch in number per 1000 hooks) in quarter-series *i*, subarea *k*, and bycatch of BET_l, YFT_m, SWO_n.

μ: intercept, or overall mean for correction;

const: constant (10% of the overall mean albacore nominal CPUE);

QUARTER-SERIES_i: main effect of quarter-series *i*;

SUBAREA_k: effect of subarea *k*;

CODEBET_l: effect of bycatch (bigeye tuna);

CODEYFT_m: effect of bycatch (yellowfin tuna);

CODESWO_n: effect of bycatch (swordfish);

ξ_{ijklmn} : error with distribution character of $N(0, \sigma^2)$.

SAS Ver. 9.3. statistical package was used in both cases to obtain solutions.

Results and Discussion

A constant 1.628251, which was obtained by averaging all Taiwanese longliners' nominal albacore CPUE reported from 1967 to 2012 in the South Atlantic and divided by 10, was determined and added to each nominal albacore CPUE before using SAS solver for the purpose of avoiding zero albacore catch rate problem (ICCAT, 1996).

The bycatch of bigeye tuna, yellowfin tuna and swordfish was included and coded by quantile. The four quantile intervals of nominal CPUE were (1) 0~0.140833, 0.140833~1.005425, 1.005425~ 3.625526, and greater than 3.625526 for bigeye tuna; (2) 0, greater than 0 to 0.147184, 0.147184~ 0.656347, and greater than 0.656347 for yellowfin tuna; and (3) 0, greater than 0 to 0.0728725, 0.0728725~0.2840491, and greater than 0.2840491 for swordfish.

For elucidating geographical distribution characters of South Atlantic albacore resource, an aggregated (from 1967 to 2012) geographic distribution map of nominal albacore CPUE in number was shown in **Figure 1**. As shown in **Figure 1**, significant area aggregation with different level of catch rate was observed. In particular, an aggregation with higher catch rate appeared between 10°S and 45°S of the South Atlantic. The same pattern was also observed in **Figure 2**, which was obtained exactly the same procedure used to obtain **Figure 1** but using nominal albacore CPUE in weight instead of number. To divide appropriately the South Atlantic albacore's entire habitat into subareas was one of the attempts used in present study for providing corrections stemmed from area contrast. Three subareas, as shown in **Figure 3**, were thus used in present study followed the resultant obtained by Wu and Yeh (2002).

The ANOVA tables, as shown in **Table 1** and **2**, which were provided by SAS solver, indicated that (1) factors assigned both in yearly model and in quarter-series model were statistically significant; (2) factor subarea played an important role in explanation of its orthogonal variation to the total; (3) comparatively, factor bycatch of yellowfin tuna played a less significant role as its mean square was relatively low, although still significant; (4) the determination coefficient R-square approached 80% in both cases indicated the explanatory resultant by the two models were quite significant.

The yearly nominal CPUE trend and its respective yearly standardized CPUE series thus obtained were tabulated in **Table 3**, and plotted in **Figure 4**. The yearly standardized CPUE series showed a continuous decline from the beginning of the Taiwanese longline fishery to 1990, then increased till mid-1990s, and leveled off since early 2000s up to 2012. The normalized residual pattern from this model was shown in **Figure 5**. As shown in **Figure 5**, main distribution of residuals ranged from -1.65 to +1.65 and obviously centered at zero as mode. The Q-Q plot of those residuals was also shown in **Figure 6** indicating the fitting was not far from normal distribution.

The quarterly nominal CPUE trend and its respective quarterly standardized CPUE series thus obtained were tabulated in **Table 4**, and plotted in **Figure 7**. The quarterly standardized CPUE series showed a continuous decline from late 1960s to 1990 with higher fluctuation, then increased till mid-1990s, and leveled off since early 2000s up to 2012. The general trend appeared in quarterly CPUE series was very similar with those obtained in yearly CPUE trend. Although quarterly trend having more fluctuations, it was very interesting to point out that every four quarters always appeared a high peak strongly implied that a consistent recruitment may have coming in every year. The normalized residual pattern from this model was shown in **Figure 8**. As shown in **Figure 8**, main distribution of residuals also ranged from -1.65 to $+1.65$ and obviously centered at zero as mode. The Q-Q plot of those residuals was shown in **Figure 9** indicating the fitting was not far from normal distribution.

Fishing intention maybe well acknowledged through notification on number of hooks per basket. It is very unfortunate that the information on noting of using number of hooks per basket only available since 1995, when a new format of including number of hooks per basket was established and delivered for Taiwanese longliners. Logbooks recovered in the period of late 1960s to mid-1990s, in particular, perhaps be entangled with mixed fishing intentions yet not able to clarify its identity only through area-time factors thus may produce a biased CPUE trends. Efforts will be devoted to obtain suitable discriminant functions obtained from known fishing intention data set (1995 upward data set) and extrapolating into former entangled period. We hope, through such manipulations, will give a more persuasive resultant CPUE trend than current endeavours.

Acknowledgments

We are grateful for the Fisheries Agency and Overseas Fisheries Development Council of Taiwanese fisheries managerial sectors for their financial supports and tremendous efforts devoted to fisheries catch and effort statistical data collection and compilation.

References

- Chang, F. C. and Yeh, S. Y. 2011, Standardized CPUE of South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) based on Taiwanese longline catch and effort statistics dating from 1967 to 2010. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 580-592.
- Collette, B. B. and Nauen, C. E. 1983, An annotated and illustrated catalogue of tunas, mackerels, bonitos and related species known to date. In FAO Species catalogue, (FAO Fisheries Synopsised). Rome, Italy, 125(2).
- 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.
- González-Garcés, A. and Fariña-Pérez, A. C. 1983, Determining age of young albacore, *Thunnus alalunga*, using dorsal spines. U.S. Dep. Comer., NOAA Tech. Rep. NMFS 8: 117-122.
- Hsu, C. C. 1996, Standardized catch per unit effort of Taiwanese longline fishery as abundance index of albacore stock in the Atlantic. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 46 (3): 123-130.
- ICCAT. 1996, Report of the bluefin tuna methodology session. In April 16 to 19, 1996. Madrid, Spain, 28pp.
- Kimura, D. K. 1981, Standardized measures of relative abundance based on modeling $\log(\text{CPUE})$, and their application to Pacific Ocean perch (*Sebastes alutus*), J. Cons. Int. Explore, Mer., 39:211-218.
- Koto, T. 1969, Studies on the albacore-XIV. Distribution and movement of the albacore in the Indian and Atlantic Oceans based on the catch statistics of Japanese tuna longline fishery in 1959-1967. Bull. Far Seas Fish. Res. Lab., 1: 115-129.
- Laevastu, T. and Horacio Rosa Jr. 1963, Distribution and relative abundance of tunas in relation to their environment. FAO, Fish. Rep., 6(3): 1835-1851.

- Lebeau, A. 1971, Etude de la biologie du germon de l'Océan Indien. Science et Peche, Bull. Inst. Peches Marit, 204:13pp.
- Morita, S. 1977, Estimated age composition of albacore harvests by Japanese and Taiwanese longline fisheries in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 6 (2): 190-194.
- Nakano, H. 1996, Review of data collection system for the Japanese longline fishery and problems about standardization of CPUE. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 43 (3): 159-161.
- Nelder, J. A. and Wedderburn, R. W. M. 1972, Generalized Linear Models. J. Royal Stat. Soc. A, 135:370-384.
- Nishida, T., Ishizuka, Y. and Kishino, H. 1994, Estimate of catch rate of Japanese longline fisheries for southern bluefin tuna (*Thunnus maccoyii*). The trilateral meeting for southern bluefin tuna. SBFWS/1994/11.
- Robson, D. S. 1996, Estimation of the relative fishing power of individual ships. ICNAF Res. Bull., 3:5-15.
- Shannon, L. V. 1986, The tunas of the Benguela region off southern Africa- a synthesis. ICCAT Col. Vol. Sci. Pap., 25: 566-581.
- Stéquert, B. and Marsac, F. 1989, Tropical tuna- surface fisheries in the Indian Ocean. FAO Fish. Rep., 282: 13-17, 64-75.
- Uosaki, K. 1996, Updated standardized CPUE for albacore caught by Japanese longline fishery in the Atlantic Ocean. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 43: 311-317.
- Uosaki, K. 1999, Updated standardized CPUE for albacore caught by Japanese fishery in the Atlantic Ocean, 1975-1997. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 49 (3): 212-217.
- Uosaki, K. 2000, Updated standardized CPUE for albacore caught by Japanese fishery in the Atlantic Ocean, 1975-1999. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52 (4): 1468-1474.
- Uozumi, Y. 1997, Standardization of biomass CPUE for swordfish caught by Japanese longline fishery in the south Atlantic. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 46 (3): 369-372.
- Wu, C. L. and Yeh, S. Y. 1999, CPUE standardization for South Atlantic albacore caught by Taiwanese longline fisheries, 1968-1996. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 49 (4): 191-199.
- Wu, C. L. and Yeh, S. Y. 2000, Demarcation of operating areas and fishing strategies for Taiwanese longline fisheries in South Atlantic Ocean. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52 (5): 1933-1947.
- Wu, C. L. and Yeh, S. Y. 2002, Geographic distribution and area demarcation on the fisheries resource of south Atlantic albacore. ACTA Oceanogra. Taiwan. 40(1):81-92.

Table 1. Analysis of variance on standardizing South Atlantic albacore yearly CPUE using Taiwanese longline fishery data set from 1967 to 2012 by GLM procedure.

Dependent Variable: Logcpuen_alb

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	59	21287.3686	360.80286	1069.62	<.0001
Error	15535	5240.24633	0.33732		
Corrected Total	15594	26527.61492			
R-Square	Coeff Var	Root MSE	Logcpuen_alb Mean		
0.802461	26.27573	0.580791	2.210372		

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
year	45	1146.318771	25.47375	75.52	<.0001
quarter	3	76.480087	25.493362	75.58	<.0001
subarea	2	5163.494716	2581.747358	7653.73	<.0001
codebet	3	484.365397	161.455132	478.64	<.0001
codeyft	3	10.744756	3.581585	10.62	<.0001
codeswo	3	132.380221	44.12674	130.82	<.0001

Table 2. Analysis of variance of standardized South Atlantic albacore quarterly CPUE using Taiwanese longline fishery data set from 1967 to 2012 by GLM procedure.

Dependent Variable: Logcpuen_alb

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	192	21496.36995	111.96026	342.74	<.0001
Error	15402	5031.24497	0.32666		
Corrected Total	15594	26527.61492			
R-Square	Coeff Var	Root MSE	Logcpuen_alb Mean		
0.810339	25.85734	0.571543	2.210372		

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
yq	181	1384.479768	7.649059	23.42	<.0001
subarea	2	4829.407054	2414.703527	7392.06	<.0001
codebet	3	485.718334	161.906111	495.64	<.0001
codeyft	3	10.981353	3.660451	11.21	<.0001
codeswo	3	129.194181	43.064727	131.83	<.0001

Table 3. Yearly nominal and standardized CPUE trends of South Atlantic albacore based on Taiwanese longline fishery data set from 1967-2012 using GLM procedure.

Year	Nominal CPUE	Standardized CPUE
1967	37.764	18.16668
1968	36.466	18.66767
1969	31.924	19.88498
1970	32.000	14.97906
1971	34.789	15.12431
1972	29.418	10.40102
1973	26.566	9.03719
1974	27.813	10.24663
1975	33.325	12.02838
1976	29.341	12.60718
1977	34.645	13.80647
1978	35.617	12.29035
1979	31.725	11.40973
1980	32.527	10.46320
1981	28.110	8.36113
1982	29.401	8.33024
1983	28.581	8.16678
1984	29.374	9.18769
1985	30.125	8.68012
1986	32.013	8.54178
1987	24.444	7.62685
1988	19.746	5.48084
1989	16.974	4.88248
1990	17.527	5.21856
1991	13.382	5.86999
1992	15.975	6.97210
1993	15.473	5.97513
1994	19.568	7.59922
1995	14.852	7.57848
1996	14.149	8.05729
1997	14.283	7.62002
1998	9.532	6.58646
1999	9.069	5.51952
2000	8.964	5.09407
2001	11.746	6.17374
2002	8.378	4.98416
2003	8.009	4.66760
2004	7.896	5.67919
2005	9.359	6.57294
2006	18.194	5.01853
2007	15.794	5.71563
2008	16.641	5.93630
2009	11.573	5.77280
2010	11.665	6.54867
2011	11.2896	5.87058
2012	9.3552	5.27636

Table 4. Quarterly nominal and standardized CPUE trends of South Atlantic albacore based on Taiwanese longline fishery data set from 1967-2012 by GLM procedure.

Year*Quarter	Nominal	Standardized CPUE
19673	67.412	29.90882
19674	11.266	13.23453
19681	4.489	12.37339
19682	70.526	27.57690
19683	61.763	37.69608
19684	8.249	11.48727
19691	17.980	15.71404
19692	35.011	15.71792
19693	47.495	22.45939
19694	31.342	24.89749
19701	20.079	14.70249
19702	48.468	14.49348
19703	46.473	19.86624
19704	20.592	11.80501
19711	13.561	12.65159
19712	46.982	17.07042
19713	61.003	23.26257
19714	17.875	11.83265
19721	23.308	11.32343
19722	38.736	11.05893
19723	38.530	11.56858
19724	11.061	8.50101
19731	24.393	6.90401
19732	32.566	15.00546
19733	32.847	11.39362
19734	14.319	6.37635
19741	17.342	7.63548
19742	38.741	11.36554
19743	37.585	13.17621
19744	15.594	9.49477
19751	21.911	11.59770
19752	51.520	15.18443
19753	35.749	13.55107
19754	18.024	8.89282
19761	26.671	10.07025
19762	39.089	16.42539
19763	31.752	16.78869
19764	16.061	8.93332
19771	30.440	12.53649
19772	44.278	17.61200
19773	35.682	15.22111
19774	21.555	11.46849
19781	30.446	10.76657
19782	43.472	13.69334
19783	36.225	12.54525
19784	25.144	13.28335
19791	29.922	10.93065
19792	39.043	11.59621
19793	30.026	11.57919
19794	22.781	11.76955
19801	33.655	10.35038
19802	44.678	13.05105
19803	29.136	9.94978
19804	22.174	9.86690
19811	28.466	7.92160
19812	38.385	10.81199
19813	29.698	8.54639
19814	15.693	6.93656
19821	28.8961	10.12270384
19822	40.8032	10.0754628
19823	25.594	8.121940638
19824	14.2398	4.965875443
19831	24.4304	6.963347353
19832	37.1009	9.408305379
19833	30.9674	9.366291134
19834	18.5895	8.415616307
19841	25.2644	9.316205365
19842	49.8414	14.14152994
19843	29.8706	8.508752584
19844	18.0741	6.934788253
19851	28.0089	8.145553729
19852	39.6748	11.92716022
19853	31.7002	8.764467326
19854	15.5784	6.980095536
19861	31.9012	8.534839714
19862	41.8987	10.15763531
19863	29.8781	9.363033274
19864	15.0198	6.470478682
19871	25.8926	7.52465322
19872	30.1874	9.01512216
19873	21.7751	7.307205513
19874	14.3403	6.909681906
19881	17.2144	4.399270451
19882	24.0039	7.449850002
19883	18.3505	5.649260014
19884	16.5281	7.651026239
19891	16.9126	4.751427537
19892	21.0579	4.427984122
19893	19.304	6.760430527
19894	10.3576	4.194195359
19901	11.0753	5.252552274
19902	23.9139	6.383878733
19903	18.3034	5.274056873
19904	11.5307	3.483429678
19911	13.0809	5.846568636
19912	14.8715	4.771138979
19913	12.672	6.61463001
19914	12.7706	6.607363818
19921	13.2255	6.353755572
19922	20.9587	8.898043554
19923	16.7955	7.693412221
19924	10.2511	4.783027852
19931	14.6544	2.953448825
19932	23.8801	9.113123603
19933	18.5135	6.852497904
19934	11.1289	5.458829439
19941	19.5579	8.10142192
19942	28.8247	8.224337278
19943	16.3811	7.828441577
19944	8.0287	6.326617252
19951	10.8642	7.734368103
19952	26.6187	9.103416608
19953	14.6255	7.023947928
19954	10.3105	7.201229859
19961	14.7431	7.943342772
19962	20.8808	8.619887712
19963	14.3577	8.136572701
19964	7.3529	7.519370956
19971	10.6058	7.668760738
19972	22.3716	7.762918755
19973	14.5625	8.01172848
19974	9.2039	6.969336408
19981	5.6854	6.681223252
19982	16.6399	7.359350891
19983	14.2336	7.062710087
19984	3.585	5.428413151
19991	5.8502	4.911202832
19992	14.0939	5.315277467
19993	11.2682	6.141020563
19994	5.3171	5.673869825
20001	5.8366	4.855991157
20002	13.1985	5.032226176
20003	9.9605	5.500641765
20004	7.2214	5.103714624
20011	9.1858	6.820732008
20012	13.9077	5.43354161
20013	16.7965	6.664445934
20014	7.7787	5.568854347
20021	7.1785	5.850109624
20022	10.1255	4.600990526
20023	9.2245	4.715964989
20024	6.5289	5.134700181
20031	6.6653	5.251424396
20032	13.9482	4.811009408
20033	7.9428	4.742396355
20034	3.7578	5.138687768
20041	5.1501	4.524955081
20042	9.998	5.804843357
20043	9.5855	5.934334961
20044	6.85	6.673636512
20051	7.3785	6.697788725
20052	12.1578	6.041864853
20053	11.9479	6.717484418
20054	6.3653	6.809321932
20061	15.2012	5.039123472
20062	26.3314	5.896296813
20063	16.87	5.698951556
20064	8.2878	3.517583796
20071	11.2399	4.35703342
20072	28.1078	7.671763972
20073	17.1001	6.893888463
20074	4.0302	4.347560772
20081	9.4515	5.406207392
20082	22.8876	6.382052095
20083	27.0172	7.193974567
20084	1.5723	4.865862168
20091	6.3532	5.559661171
20092	16.9687	6.038685482
20093	18.7903	6.626331412
20094	3.0846	4.961659979
20101	7.757	5.251041553
20102	16.4074	6.618194261
20103	18.9022	9.448851723
20104	3.6727	5.579106649
20111	6.7079	5.156435247
20112	19.0119	6.923636168
20113	14.2133	6.505440016
20114	2.8703	5.001647733
20121	10.9044	4.404664904
20122	15.2115	5.822078652
20123	6.9018	6.340000631
20124	0.0724	5.268298265

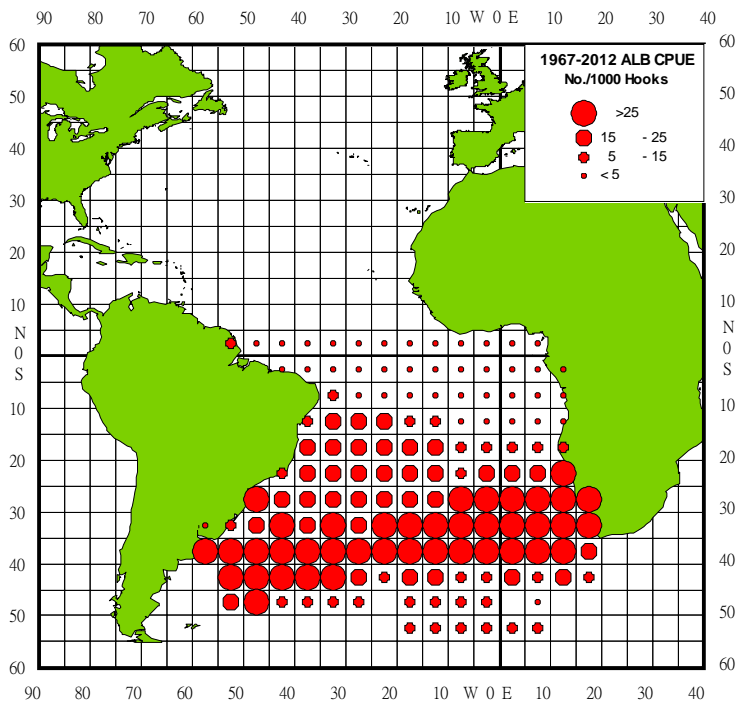


Figure 1. Geographic distribution of South Atlantic albacore nominal CPUE (No./1000 Hooks) based on Taiwanese longline fishery data set from 1967 to 2012.

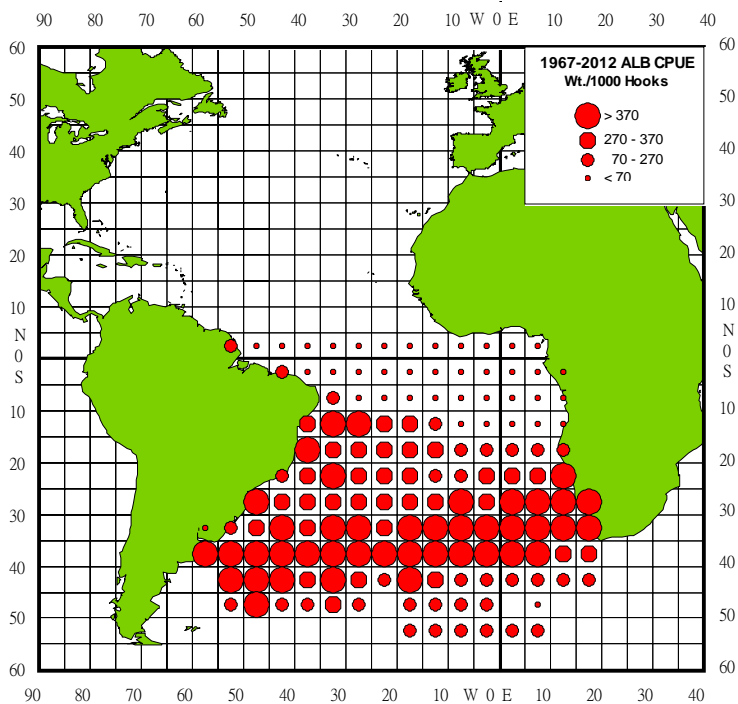


Figure 2. Geographic distribution of South Atlantic albacore nominal CPUE (Wt./1000 Hooks) based on Taiwanese longline fishery data set from 1967 to 2012.

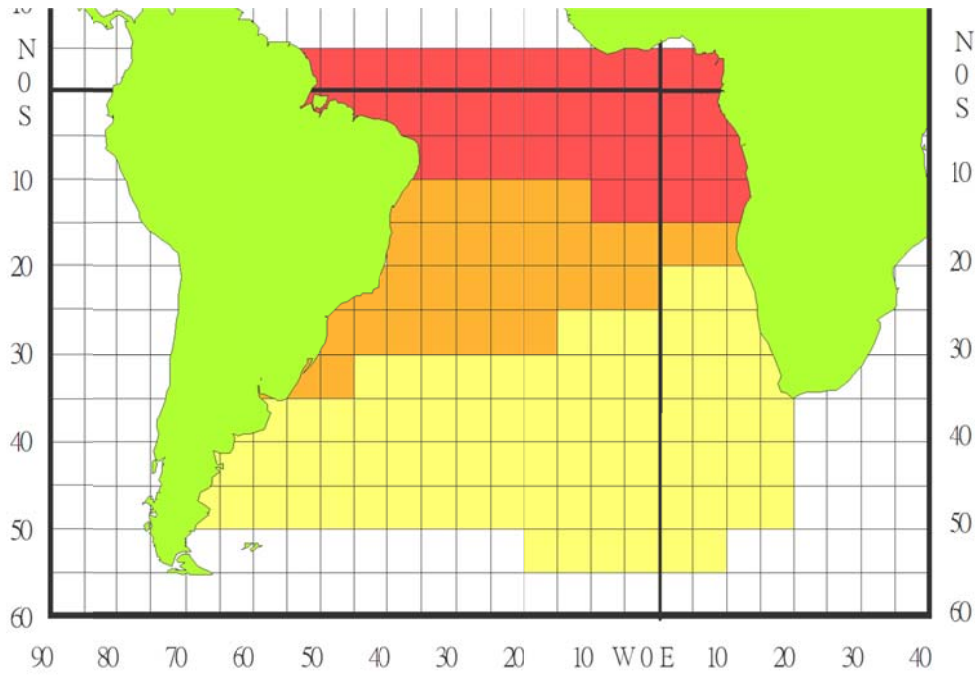


Figure 3. Subarea delineation for South Atlantic albacore habitat.

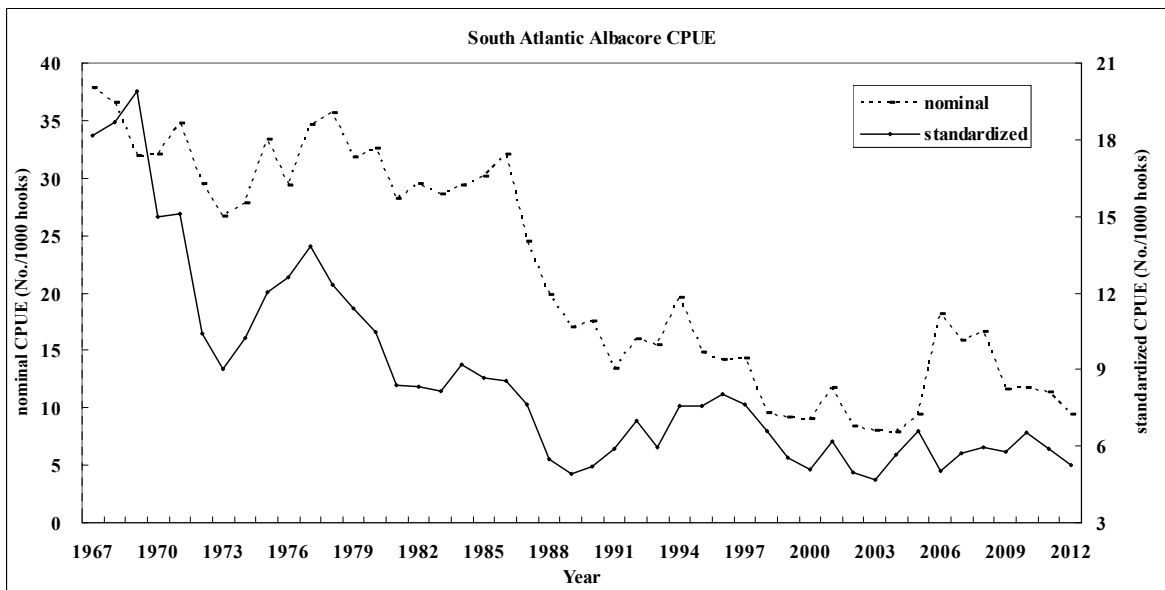


Figure 4. Yearly nominal and standardized CPUE (No./1000 Hooks) trends of South Atlantic albacore based on Taiwanese longline fishery data set from 1967 to 2012.

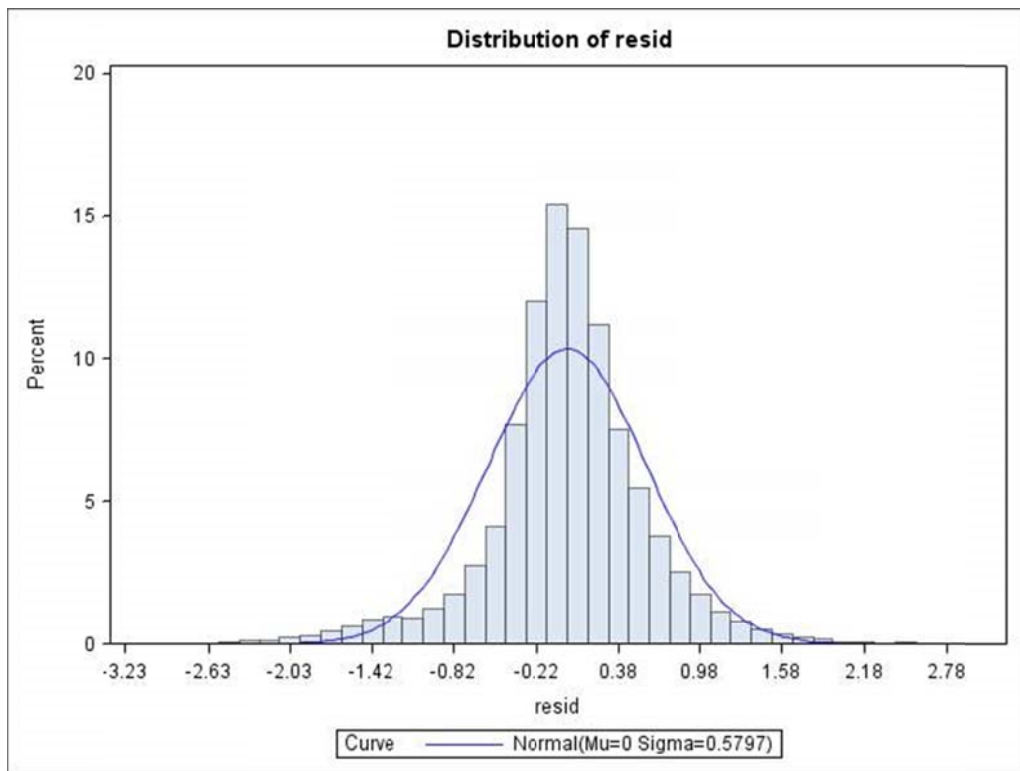


Figure 5. Distribution of normalized residual obtained from yearly GLM model.

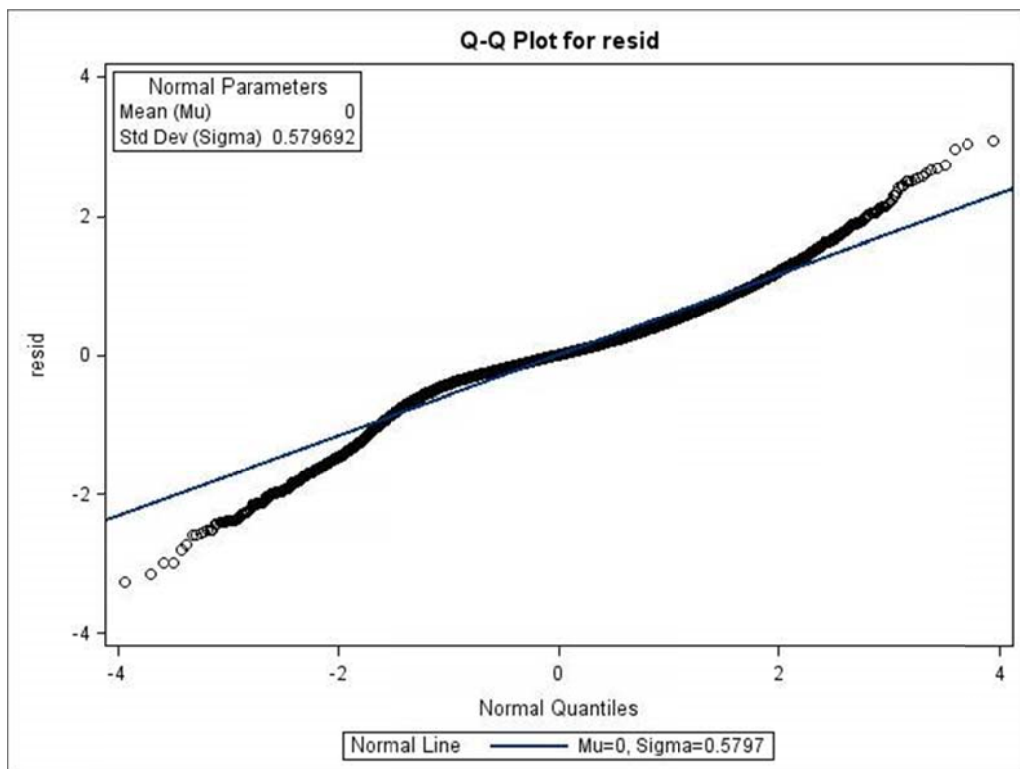


Figure 6. The Q-Q plot for residuals obtained from yearly GLM model.

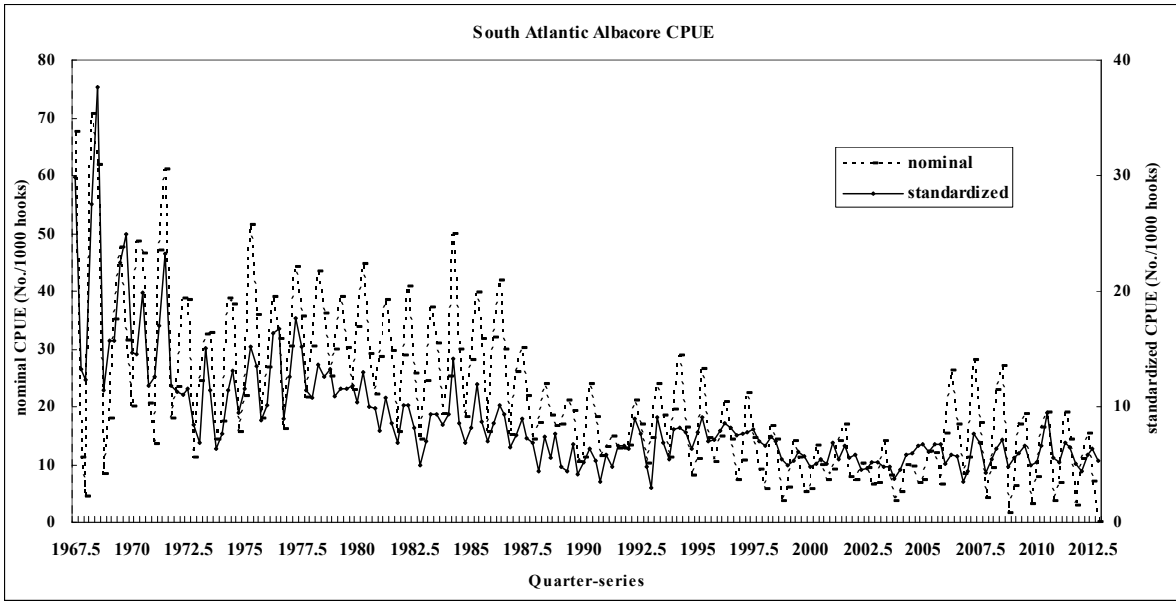


Figure 7. Quarterly nominal and standardized CPUE (No./1000 Hooks) trends of South Atlantic albacore based on Taiwanese longline fishery data set from 1967 to 2012.

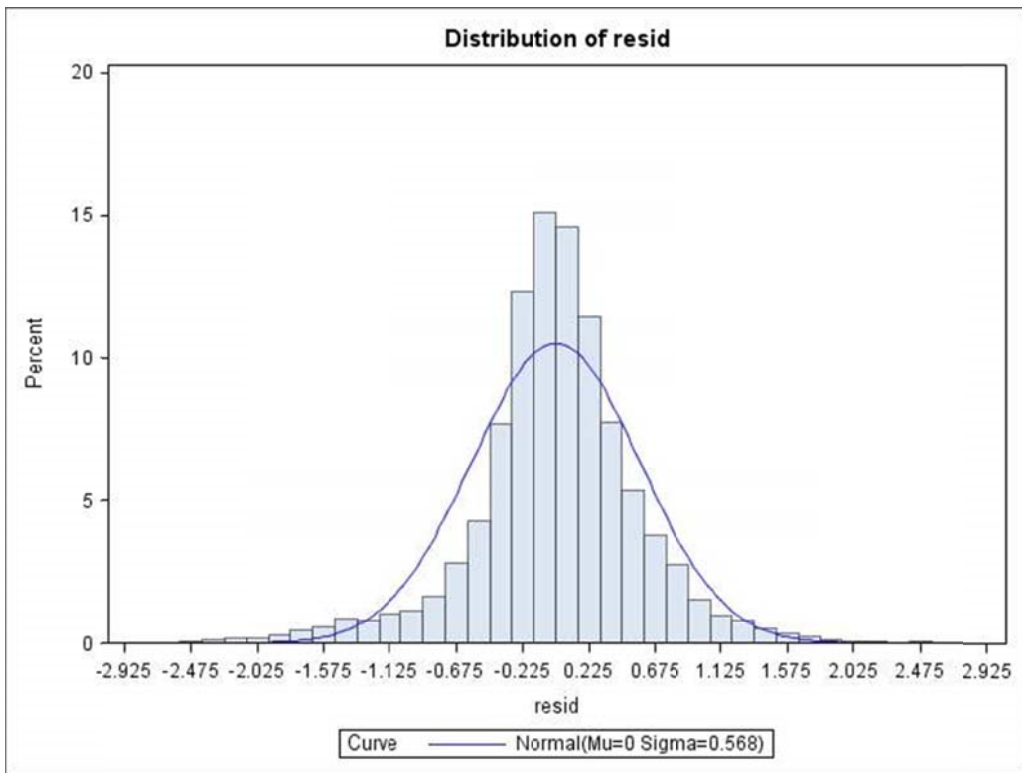


Figure 8. Distribution of normalized residual obtained from quarterly GLM model.

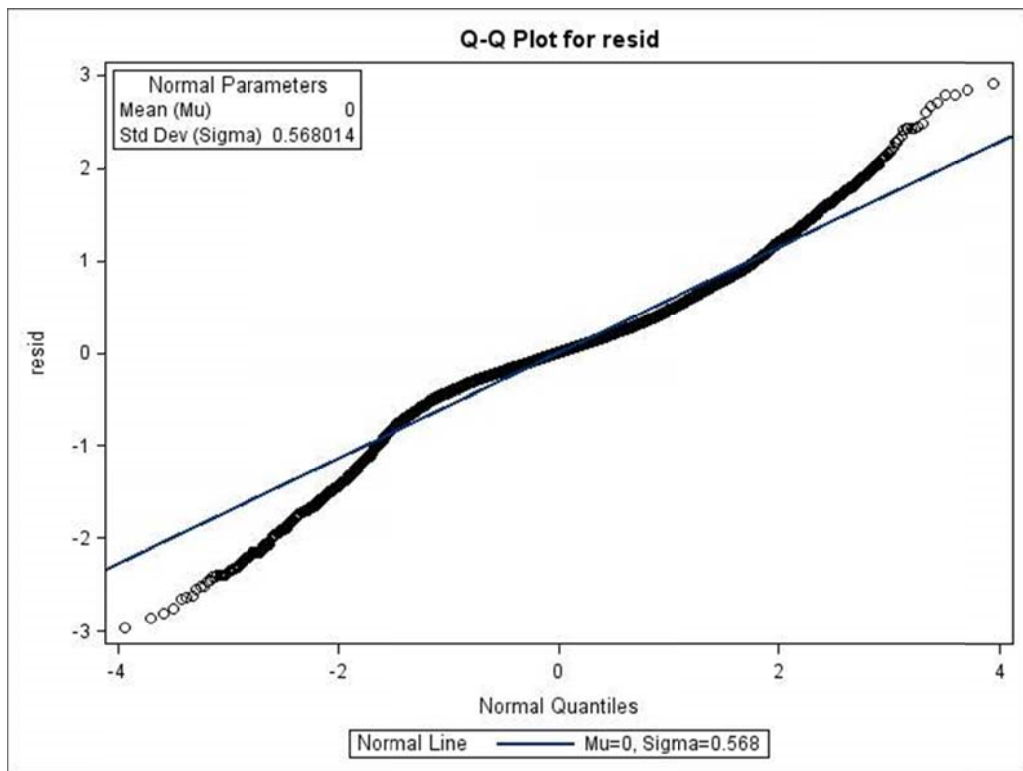


Figure 9. The Q-Q plot for residuals obtained from quarterly GLM model.

**STANDARDIZATION OF THE CATCH PER UNIT EFFORT FOR ALBACORE
(*THUNNUS ALALUNGA*) FOR THE SOUTH AFRICAN TUNA-POLE (BAITBOAT)
FLEET FOR THE TIME SERIES 1999-2011**

Wendy M. West¹, Henning Winker² and Sven E. Kerwath^{1,2}

SUMMARY

Albacore, Thunnus alalunga, is the main target of the South African tuna pole (baitboat) fleet operating along the west and south west coast of South Africa and the South African catch is the second largest in the region with annual landings of around 5,000 t. A standardization of the CPUE of the South African baitboat fleet for the time series 1999-2011 was conducted using a lognormal GLM on a dataset that included all baitboat vessels in the fleet. The explanatory variables included year, month, area, distance offshore and target. Total deviance explained by the model was 45.1%. The inclusion of the effect of targeting other species of tuna, yellowfin in particular, caused the greatest improvement in explanatory power. The standardized CPUE is similar to the nominal CPUE with no overall significant upward or downward trends. The analyses indicate that the CPUE for the South African baitboat fishery for albacore has been stable over the last decade.

RÉSUMÉ

Le germon (Thunnus alalunga) est la principale cible de la flottille de canneurs sud-africains qui opère à l'Ouest et au Sud-Ouest du littoral de l'Afrique du Sud, les captures sud-africaines se trouvant au deuxième rang dans la région, avec des débarquements annuels se chiffrant à environ 5.000 t. Une standardisation de la CPUE de la flottille de canneurs sud-africains a été réalisée pour la série temporelle 1999-2011 à l'aide d'un GLM lognormal sur des jeux de données qui incluaient tous les canneurs de la flottille. Les variables explicatives incluaient année, mois, zone, distance du rivage et cible. La déviance totale expliquée par le modèle s'élevait à 45,1%. L'inclusion de l'effet du ciblage d'autres espèces de thonidés, notamment l'albacore, a entraîné la plus grande amélioration de la puissance explicative. La CPUE standardisée est similaire à la CPUE nominale sans aucune tendance générale significative à la hausse ou à la baisse. Les analyses indiquent que la CPUE pour la pêcherie de canneurs sud-africains ciblant le germon s'est maintenue stable au cours de la dernière décennie.

RESUMEN

El Programa de investigación de atún rojo para todo el Atlántico, denominado GBYP, entre otros objetivos, tiene la tarea de mejorar los conocimientos de la biología, la ecología y la etología del atún rojo, prestando especial atención a la identificación de las subpoblaciones. Se presentan los resultados de los tres primeros años de actividades de recuperación y minería de datos. El GBYP pudo recuperar una cantidad considerable de conjuntos de datos históricos y recientes, que afectan a la mayoría de los artes y a muchos caladeros. Los datos relacionados con los artes pesqueros utilizados por los buques cubren los años desde 1903 a 2010, mientras que los datos relacionados con las almadrabas constituyen una serie histórica muy larga, desde el año 1512 hasta 2009, lo que constituye la serie temporal más larga de todas las OROP. También se recuperaron datos de peces engordados. La mayoría de los datos se refieren a la Tarea II (talla, peso, esfuerzo) pero también hay una gran cantidad de datos de captura. En varios conjuntos de datos hay incluidos datos sobre otras especies de captura fortuita. Los datos fueron verificados con la base de datos de atún rojo de ICCAT y posteriormente se comprobó su calidad individualmente. Este informe incluye una perspectiva general de los diversos conjuntos de datos.

KEYWORDS

Albacore, Thunnus alalunga, Standardized CPUE, Baitboat, Tuna pole, Catch, Effort, GLM

¹ Department of Agriculture, Forestry and Fisheries, Private Bag X2, Roggebaai 8012, Cape Town, South Africa, Corresponding author: WendyW@daff.gov.za

² Zoology Department, University of Cape Town, Private Bag X3, Rondebosch 7701, South Africa.

1. Introduction

Traditionally, albacore, *Thunnus alalunga*, is the main target of the South African tuna pole (baitboat) fleet which operates in waters up to 1000 km off the South and West coast of South Africa and off Namibia. The South African catch is the second largest in the region with annual landings of around 5000 t. A large part of the catch is comprised of juvenile and sub adult fish below 900 mm FL which are abundant along the Southern African Atlantic coasts from November to May. The fishery started in the late 1970s and originally targeted yellowfin tuna, *T. albacares*, but switched to albacore when yellowfin moved off the Cape waters in 1980, a pattern that repeated itself in the middle of the first decade of the 21st century, when the yellowfin became abundant again around the Cape. Although tuna occur in mixed shoals, catches of bigeye tuna *T. obesus* and skipjack *Katsuwonus pelamis* are caught in low numbers in comparison to albacore.

The tuna pole fishery was originally managed as part of the linefishery, but it became a separate sector after an environmental emergency was declared in 2000 due to the collapse of most of the targeted sparid and sciaenid stocks. Since the medium term rights allocation in 2002 the tuna pole fishery sector consists of 191 vessels of more than 10 m length, of which 136 are active. Reporting of monthly catch statistics has been compulsory since 1985 and includes daily catch (kg) per species per boat. The fishing area is also indicated and coded according to shore location and distance offshore.

Albacore *Thunnus alalunga* are caught by both surface and longline gear mainly along the west and south west coast of South Africa. In the south Atlantic, the Chinese-Taipei longline fleet has accounted for 46 to 90% of the total annual southern Atlantic albacore landed between 1970 and 2004 (ICCAT task I data). The South African baitboat fleet follows the Chinese-Taipei, landing approximately 4000t annually. Catches vary depending on the availability of albacore and yellowfin tuna in inshore waters. Other important southern Atlantic albacore fisheries are Brazil (longline) and Namibia (baitboat).

Characterisation of the South African fleet:

Traditionally the South African fleet has been characterized into three different categories (1) Skiboats, (2) Poleboats and (3) Freezer vessels (Leslie *et al.* 2004):

- (1) Trailerable skiboats, gamefishing and recreational vessels of less than 25 GRT operating mainly out of harbours around Cape Town and are mostly confined to day trips within a range of 50 nm. Fishes are targeted with pole and with rod and line gear.
- (2) Poleboats, which represent the bulk of the fleet, are mainly older displacement type vessels converted from other fisheries. These vessels can undertake multiday trips of limited duration and range, as the catch is kept on ice.
- (3) Freezer vessels are mainly vessels up to 30m and 230GRT. Due to their large size and freezing facilities, these vessels can stay out at sea for long periods and reach the farthest fishing grounds.

There is considerable overlap between these categories as many of the modern pole vessels also have freezing capacity. Moreover, there are other factors that influence vessel performance significantly, such as navigational gear, the use of live bait, and more recently sonar.

A standardization of the CPUE of the South African baitboat fleet was first undertaken by Punt *et al.* (1996), who used Generalised Linear Models (GLMs), assuming a log-normal error distribution. The model was updated and refined by Leslie in (2000) and Leslie *et al.* (2004), who tested different error structures within a GLM and GLMM framework, using an offset to accommodate zero catches. Smith and Glazer (2007) applied a lognormal GLM to standardize the time series 1999-2005.

In the previous contribution a second dataset containing 40 indicator vessels, chosen based on the number of years fishing, was used. By using indicator vessels that fished over the entire time series we aimed to minimize variation in the data caused by vessels that have fished intermittently over short periods, which might be less consistent in targeting and catch reporting. Moreover, confining the analyses to indicator vessels allowed us to verify their vessel specifications i.e. GRT, length and boat category. However, using indicator vessels did not improve the analysis. The inclusion of *vessel* did not add to the explanatory power of the model, possibly because the categories (skiboat, pole and freezer) were somewhat artificial. Skipper and crew skills, electronic aids and the use of live bait are likely to influence catch rates and search times more than vessel size. Vessel type was not included in this study. In this contribution we build on the experience of the previous work and provide a standardized CPUE for the time series 1999-2011.

2. Materials and Methods

2.1. Catch and effort data preparation

Since 1985, catch statistics have been captured into the National Marine Linefish System (NMLS), a database system developed to capture and analyze recreational and commercial linefishing data (Penney 1993). From 1995 the data capturing procedure began to distinguish tuna pole vessels from linefish vessels. This is despite the tuna pole medium term rights allocation process only being conducted in 2002. Since there are tuna pole classifications prior to 2002, no assumption was made that linefish vessels capturing tuna prior to 2002 were tuna pole vessels and these catches were not included in the analyses. The dataset included all tuna pole vessels with tuna catches from 1999 to 2011.

2.2. Targeting

Prior to 2002 the tuna pole sector fell within the multi-species linefishery. To analyse albacore-directed trips only, all trips with catches of albacore, yellowfin, big-eye, skipjack, bluefin and unspecified tuna were extracted. This method may include vessels targeting other catch but caught tuna and it will exclude vessels that targeted tuna but had zero catches. In the data from 1999 onwards however, the number of zero-catches has decreased sharply. The tuna directed fishery (i.e. vessels that undertake pole fishing) can be distinguished in the database based on the rights register and from 1999 onwards zero catches represented only a negligible number of data points (27 records), which were removed from the analyses.

2.3 Unspecified tuna

In previous analyses conducted by Leslie *et al.* (2004) and Smith (2005) various rules were applied to the data, depending on the presence of albacore and other tuna species, to decide on whether unspecified tuna was albacore. Based on the methods used by Leslie *et al.* (2004), the following rules have been adopted for unspecified tuna:

- 1a albacore catch was reportedunspecified tuna were removed from the dataset
- 1b albacore catch was not reported2
- 2a big-eye, bluefin and/or yellowfin were reportedunspecified tuna were referred to albacore
- 2b no other tunas were reportedunspecified tuna were removed from the dataset

Rule 2b was applied because of the uncertainty of the proportion albacore and other tunas in the catch.

The percentage catch records removed (rules 1a and 2b) from the dataset after these rules were applied totaled 1.6% and 7.5% from datasets 1 and 2 respectively. The percentage of unspecified tuna records that were reclassified as albacore (rule 2a) were 0.04% and 0.4% for datasets 1 and 2 respectively.

2.4 Constant multi-day catches

Skippers will at times only report the total catch weight at the end of the trip. As the data structure only allows for reporting catch per day, the data capturer will then divide the total catch by the number of days the vessel was at sea, thereby creating artificial, repetitive catch per day records. Including these data in the analysis would decrease the overall variance therefore only one of these records was included per trip. The percentage catch records removed from the datasets after this rule was applied totaled 16.3%.

2.5 Erroneous catch records

Smith and Glazer (2006) found that in some cases catch returns reported in numbers were erroneously entered into the database as weight. Consequently, a raising factor was applied to all catches less than 100 kg. In the period from 2005 onwards the data capturing and validation procedures as well as the quality of catch statistic reporting had constantly improved. Instead of applying a raising factor, which has the risk of artificially inflating small catches in cases where the reporting cannot be verified we removed catches below small thresholds. Different threshold levels (1 to 20 kg) were tested in preliminary runs, representing a maximum of 3.1% of the total records, with no marked effect on the results, therefore all data was included in its original form.

2.6 Covariates considered

2.6.1 Area

The areas defined by Penney *et al.* (1992) and used in previous analyses (Punt *et al.* 1996, Leslie 2000, Leslie *et al.* 2004 and Smith and Glazer 2007) have been modified in this analysis. These areas include the South-West (south of 33°S) and West (between 30°S and 33°S). Any catches recorded as north of 30°S were made in Namibia were not included in the analysis. In preliminary runs, we considered a finer alongshore resolution, but with very limited improvement to the model, hence we adopted the aforementioned area resolution.

2.6.2 Distance from shore

The distance fished from the shore was divided into three categories, viz.: Inshore (less than 100 km), Offshore (less than 200 km) and High seas (greater than 200 km); and included as a covariate.

2.6.3 Vessel type

The data collected from the catch statistics do not include vessel information. Determining the vessel specifications according to crew size and trip length are both deemed to be poor indicators of vessel type (Leslie *et al.* 2004, Smith and Glazer 2007). It is challenging to obtain this vessel information (gross registered tonnage (GRT), length, use of live bait and sonar information) for the entire fleet, but a classification into vessel type was attempted based on maximum and average number of crew. However, there was no significant improvement in explanatory power and given the problem with inaccurate crew reporting, *vessel type* was not considered as a covariate.

2.6.4 Seasonal effects

The albacore catches are seasonal and a majority of the catches are made from November to May (Penney *et al.* 1992; Punt *et al.* 1996). For this reason, month and quarter have been considered as co-variates. There were few catch records from the third quarter, 1.1% and 0.8% of the total catch days in datasets 1 and 2, respectively. As in previous analyses, these were removed from the analysis and only the 1st, 2nd and 4th quarter was considered.

2.6.5 Fishing tactic clusters

The availability of yellowfin tuna, which in some years occurs in high abundance around the Cape, affects the catches of albacore, which might become a secondary target. To account for this effect, we introduced the covariate *target* based on clustering fishing trips according to their similarity in catch composition. The identified clusters were assumed to be a representation of fishing tactics, which were treated as categorical variables in the GLM in order to adjust for differences in catchability associated with each cluster (Carvalho *et al.* 2010; Winker *et al.* 2013). To objectively identify clusters of fishing tactics, we applied the non-hierarchical clustering method CLARA to the proportions (by weight) of albacore and yellowfin tuna in the catches. The CLARA method is an extension for large datasets of the 'Partitioning Around Medoids' (PAM) method (Kaufman and Rousseeuw, 1990), where medoids are objects within a cluster for which the average dissimilarity to the remaining objects in the cluster is minimal. The CLARA analysis was based on 200 data subsets, each comprising 250 records. The optimal number of clusters was selected by way of iterative maximization of the 'Average Silhouette Width' (ASW) for the range of 2 to 5 clusters. The ASW can be used as a measure of within-cluster tightness and among cluster separation (Kaufman and Rousseeuw, 1990). This optimization procedure resulted in the selection of three clusters with a corresponding ASW value of 0.914. The first targeting cluster was the most frequent ($n = 18387$) and included all records where the proportions of albacore in catch records exceeded 0.81. The second cluster ($n = 1533$) included records with proportions of albacore ranging from 0.31 to 0.81, and the third cluster ($n = 1366$) comprised the remaining records with a proportions of less than 0.31 albacore by weight. In the last step, the identified fishing tactic clusters for each catch composition record were aligned with the original dataset and treated as categorical variable in the GLM (Carvalho *et al.*, 2010; Winker *et al.* 2013).

2.7 Model framework

Based on the previous work we opted for Generalised Linear Modeling with a log normal error distribution. The model was executed in version 2.11.1 of the ‘R’ programming environment (R Development Core Team (2010) with the “MASS” (Venables and Ripley 2002). After several preliminary runs where different combinations of offsets, explanatory variables and thresholds were tested, the full model with all explanatory variables included was of the form:

$$\ln(\text{CPUE} + \Delta) = \beta_0 + \beta_y + \beta_m + \beta_a + \beta_d + \beta_t + \epsilon$$

where Δ is the offset which was set at 0.1. This value was chosen because it resulted in the most normal-like distribution of residuals (Butterworth 1996) (**Figure 1**), b_0 is the intercept, β denotes the coefficients for each effect, y the year effect, m the month, a the area, d the offshore distance, t the targeting cluster and ϵ the error. The model was used to predict the base-case scenario (**Table 3**).

3. Results and Discussion

The deviance analysis for the step-wise regression procedure showed that all of the co-variates considered were significant. Total deviance explained by the model was 45.1%, a considerable improvement to earlier analyses, although not directly comparable (**Table 1**). The factor *target* explained by far the largest proportion of the total deviance explained by the model, whereas *distance offshore* had the least effect. As in Smith and Glazier (2007), residuals approached normality (**Figure 1**).

The inclusion of the effect of targeting other species of tuna, yellowfin in particular, caused the greatest improvement in explanatory power. Given the history of the fishery, which started during high availability of yellowfin around the Cape in 1979, this is not surprising. When yellowfin tuna become sporadically available in the inshore waters, a part of the fishery, especially the smaller boats, switch targeting. Although the way that targeting was used here has improved the model, further analyses are required. An amendment of the catch return forms, where the target per catch day is recorded should further improve the data in this fishery.

As in Smith and Glazier (2007) the signals derived from the analysis are weak. The standardized CPUE remained fairly stable in 2011 (**Table 2 and Figure 2**), whilst the nominal CPUE indicates a downward trend (**Figure 3**). The trend over the overlapping years was similar to Smith and Glazier (2007) with slight increases in 2001 and 2003. The analyses indicate that the CPUE for the South African baitboat fishery for albacore has been stable over the last decade. Further improvements are possible on all levels i.e. better reporting of species targets and fishing position, better classification of fishing time and vessel power and possibly the inclusion of environmental parameters such as sea surface temperature derived from satellite imagery.

References

- Butterworth, D.S. 1996, A possible alternative approach for generalized linear model analysis of tuna CPUE data. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45: 123–124.
- Carvalho, F.C., Murie, D.J., Hazin, F.H.V., Hazin, H.G., Leite-Mourato, B., Travassos, P., Burgess, G.H., 2010, Catch rates and size composition of blue sharks (*Prionace glauca*) caught by the Brazilian pelagic longline fleet in the southwestern Atlantic Ocean. Aquat. Living Resources 23, 373-385.
- Kaufman, L., Rousseeuw, P.J., 1990, Finding groups in data: an introduction to cluster analysis. John Wiley, New York.
- Leslie, R.W. 2001, Updated standardised South Atlantic albacore *Thunnus alalunga* CPUE for the South African baitboat fishery, 1985-1999. Collect. Vol. Sci. Pap. 52(4): 1490-1497.
- Leslie, R.W., Restrepo, V. and Antony, L.L. 2004, Standardised south Atlantic albacore CPUE for the South African baitboat fishery, 1985-2002. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 56(4): 1504-1524.
- Penney, A.J., Krohn, R. G. and Wilke, C. G. 1992, A description of the South African tuna fishery in the southern Atlantic Ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 37: 218-229

- Penney, A.J. 1993, The National Marine Linefish System. In Beckley, L.E. and R.P. van der Elst (eds). Fish, Fishers and Fisheries. ORI Spec. Publ. 2: 68-72.
- Punt, A.E., Penney, A. J. and Leslie, R. W. 1996, Abundance indices and stock assessment of south Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*). Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT. Madrid, Spain. 43: 361-371.
- 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>.
- Smith, C.D. 2005, Annual report of South Africa. NAT/2005/033. ICCAT. Madrid, Spain.
- Smith, C. D. and Glazer, J. 2007, New standardised south Atlantic albacore CPUE for the South African baitboat fishery, 1999-2005. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(2): 481-491.
- Venables, W. N. and Ripley, B. D. 2002, Modern Applied Statistics with S. Fourth Edition. Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0.
- Winker, H., Kerwath, S.E., Attwood, C.G., 2013, Comparison of two approaches to standardize catch-per-unit-effort for targeting behaviour in a multispecies hand-line fishery. Fish. Res. 139, 118-131.

Table 1. Statistics of the model fit for albacore tuna pole fishery off South Africa (1999-2011). The terms were added sequentially, first to last. All factors contributed significantly to the total deviance explained.

Parameter	Res. d.f.	d.f.	AIC	Δ AIC	Res.Dev.	Δ Dev	% explained	<i>p</i>
β_0	21285		92633		96717			
β_v	21273	12	92195	-438	94641	-2076	4.76	***
β_m	21262	11	91990	-205	93639	-1002	2.30	***
β_a	21261	1	91945	-46	93430	-209	0.48	***
β_d	21260	1	91881	-64	93143	-287	0.66	***
β_t	21258	2	79937	-11944	53133	-40010	91.80	***
% deviance explained							45.06	

Table 2. Results of the CPUE standardization GLM.

Year	Standardized CPUE (kg boat ⁻¹ day ⁻¹)				nominal CPUE
	ln(CPUE)	S.E.	CPUE	95% Confidence Interval	
1999	6.40	0.0820	1820.5	1550.1 - 2137.9	1357.8
2000	6.43	0.0484	1872.4	1702.9 - 2058.7	1145.7
2001	6.59	0.0393	2200.4	2037.2 - 2376.7	1687.4
2002	6.36	0.0434	1755.3	1612.1 - 1911.2	1302.4
2003	6.47	0.0505	1947.7	1764.1 - 2150.4	1062.5
2004	6.27	0.0461	1604.3	1465.7 - 1756.0	1129.5
2005	6.71	0.0469	2488.8	2270.4 - 2728.3	1332.8
2006	6.50	0.0492	2008.1	1823.4 - 2211.6	887.6
2007	6.51	0.0456	2044.7	1870.0 - 2235.8	1312.0
2008	6.15	0.0547	1415.0	1271.2 - 1575.1	775.6
2009	6.49	0.0485	1993.8	1813.1 - 2192.6	1207.1
2010	6.42	0.0560	1862.6	1669.1 - 2078.6	1276.7
2011	6.30	0.0334	1653.4	1548.4 - 1765.4	650.8

Table 3. Reference dataset used to calculate standardized CPUE, where the target proportion of 0.9 represents the mean target value of the dataset.

year	month	offshore	cluster	zone
1999	12	<100km	1	SW
2000	12	<100km	1	SW
2001	12	<100km	1	SW
2002	12	<100km	1	SW
2003	12	<100km	1	SW
2004	12	<100km	1	SW
2005	12	<100km	1	SW
2006	12	<100km	1	SW
2007	12	<100km	1	SW
2008	12	<100km	1	SW
2009	12	<100km	1	SW
2010	12	<100km	1	SW
2011	12	<100km	1	SW

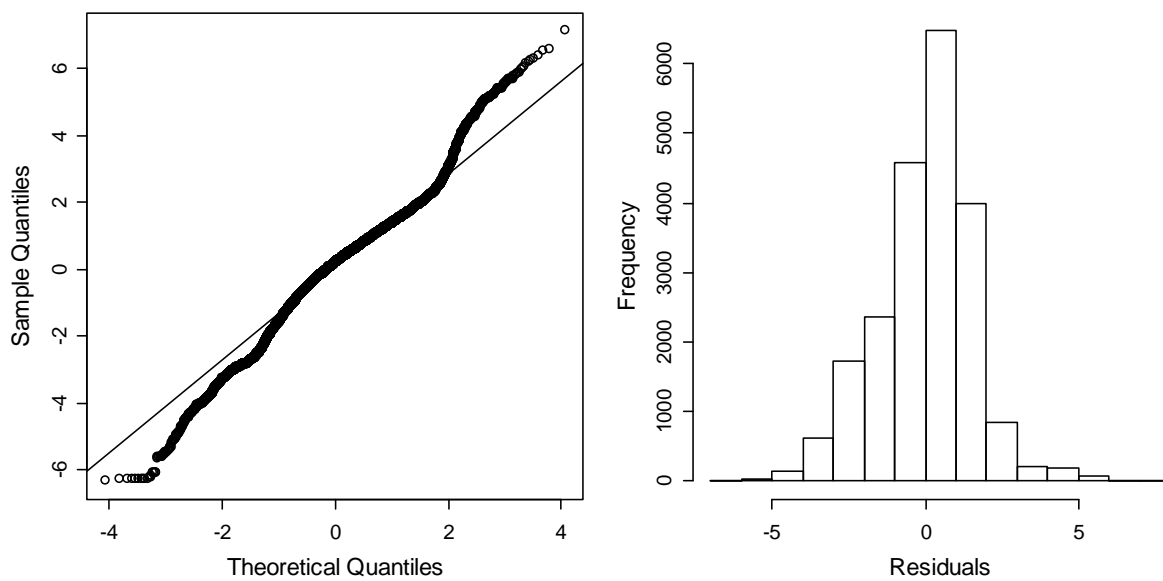


Figure 1. Diagnostic plots of quantile and residual distributions for the most parsimonious GLM with log-normal error

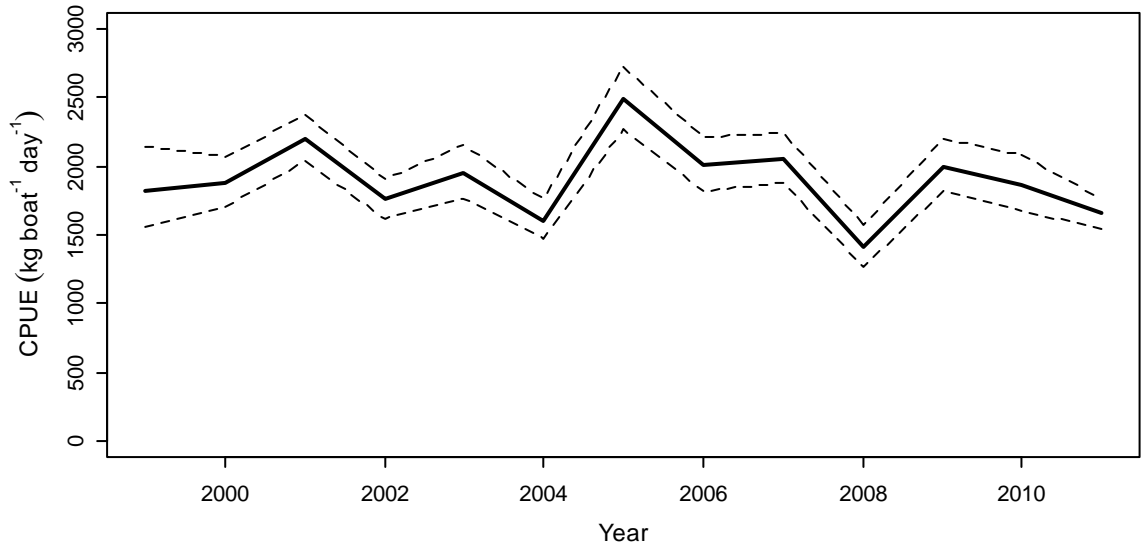


Figure 2. Standardized CPUE trends for the albacore tuna pole fishery off South Africa. 95% confidence intervals are shown by the stippled lines.

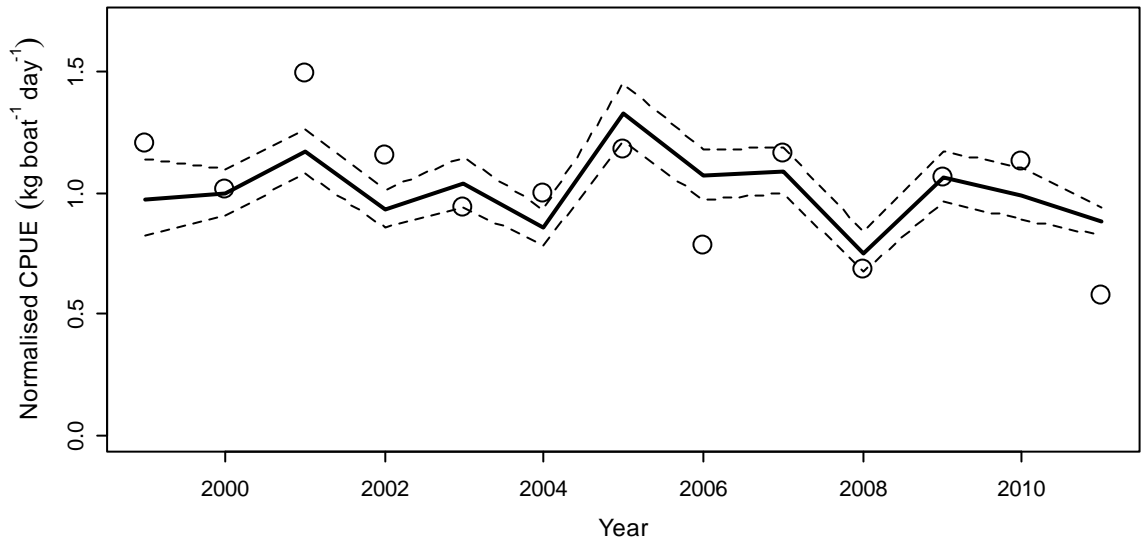


Figure 3. Normalised CPUE for the albacore tuna pole fishery off South Africa. 95% confidence intervals are shown by the stippled lines, nominal CPUE is depicted by open circles.

INFLUENCE OF OCEANO-METEOROLOGICAL CONDITIONS ON THE BEHAVIOUR, DISTRIBUTION AND ABUNDANCE OF THE NORTHEAST ATLANTIC ALBACORE

Nerea Goikoetxea¹, Almudena Fontán², Ainhoa Caballero², Josu Santiago¹, Nicolás Goñi², Haritz Arrizabalaga², Yolanda Sagarminaga², Marina Chifflet², Igor Arregi², Julien Mader²

SUMMARY

Oceano-climatic variability influences marine fish stocks. In this regard, it is logical to think that fluctuations in environmental conditions would affect the optimum habitat of species, with probable consequences on their behaviour, distribution and abundance. The objective of this study was to characterise the oceanographic conditions in the distribution area of albacore within the Northeast Atlantic Ocean; further, environmental reasons for interannual fluctuations in stock abundance were investigated. In particular, this work focused on those years when catches for the Basque fleet were very low (e.g. 2000, 2001 and 2009, 2010) in comparison to other years with favourable fishing seasons (2005, 2006). This study presents some preliminary results on the potential importance of the Gulf Stream index for albacore survival and recruitment; it also highlights the relevance of parameters such as sea surface temperature, mesoscale structures and stratification of the water column for the catchability of albacore, by local fishing fleets.

RÉSUMÉ

La variabilité océano-climatique influence les stocks de poissons marins. À cet égard, il est logique de penser que les fluctuations dans les conditions environnementales affecteraient l'habitat optimum des espèces, avec des conséquences probables sur leur comportement, distribution et abondance. L'objectif de cette étude était de décrire les conditions océanographiques de la zone de distribution du germon dans l'océan Atlantique Nord-Est et de déterminer les conditions environnementales qui entraînent des fluctuations interannuelles dans l'abondance du stock. Les travaux se sont notamment concentrés sur les années au cours desquelles les prises de la flottille basque étaient très faibles (2000, 2001, 2009 et 2010) par rapport à d'autres années aux saisons de pêche plus favorables (2005 et 2006). Cette étude présente quelques résultats préliminaires concernant l'importance potentielle de l'indice du Gulf Stream pour la survie et le recrutement du germon et met en lumière l'importance des paramètres tels que la température de surface de la mer, les structures de méso-échelle et la stratification de la colonne d'eau pour la capturabilité du germon par les flottilles de pêche locales.

RESUMEN

La variabilidad oceano-climática influye en los stocks de peces marinos. En este sentido, es lógico pensar que las fluctuaciones en las condiciones medioambientales afectarían al hábitat óptimo de las especies, con consecuencias probables en su comportamiento, distribución y abundancia. El objetivo de este estudio era describir las condiciones oceanográficas en la zona de distribución del atún blanco dentro del Atlántico nororiental, además, se investigaron las razones medioambientales de las fluctuaciones interanuales en la abundancia del stock. En particular, este trabajo se centró en los años en los que las capturas de la flota vasca fueron muy bajas (a saber, 2000, 2001 y 2009, 2010) en comparación con otros años con temporadas de pesca más favorables (a saber, 2005, 2006). En el estudio se presentan algunos resultados preliminares de la importancia potencial del índice de la Corriente del Golfo para la supervivencia y reclutamiento del atún blanco, y se resalta la importancia de parámetros como la temperatura de la superficie del mar, las estructuras meso-escala y la estratificación de la columna de agua en la capturabilidad del atún blanco por parte de las flotas pesqueras locales.

KEYWORDS

Albacore, Thunnus alalunga, fisheries oceanography, abundance, recruitment, catchability, environmental conditions, habitat, Northeastern Atlantic, Bay of Biscay

¹ AZTI Tecnalia. Txatxarramendi Ugarte a z/g. 48395 Sukarrieta, Bizkaia, Spain. Corresponding author: ngoikoetxea@azti.es

² AZTI Tecnalia. Herrera Kaia Portualdea z/g. 20110 Pasaia, Gipuzkoa, Spain.

1 Introduction

Albacore (*Thunnus alalunga*) is a highly migratory pelagic species with a high level of metabolic activity. One characteristic is its thermoregulatory capacity allowing them to keep an internal warmer temperature in comparison to the environmental water temperature. This characteristic allows them to swim through water masses in a wide range of temperatures, both horizontally and vertically. And within its wide distribution albacore shows some clear preferential ranges for several oceanographic parameters. Dufour (2010) observed that worldwide albacore preferred waters with temperature ranges of 14-22°C at sea surface, and of 12-20°C at 100 m depth. In addition to water temperature, other hydrographic parameters that characterise albacore habitat are as follow: salinity values between 35 and 38 PSU, chlorophyll concentration lower to 10 mg/m² and a neutral sea level anomaly.

In the North Atlantic Ocean, albacore latitudinal migrations follow the isotherms between 16 and 21°C (Havard-Duclos, 1973). Further, thermal preferences are different according to the age: albacores of age 1 and age 4 prefer warmer waters (20-21°C), 2-year individuals waters ranging between 18 and 19°C and albacores of age 3 waters of 16 to 17°C (Sagarminaga and Arrizabalaga, 2010).

Zainuddin *et al.* (2004) observed that albacore CPUE (catches per unit of effort) distribution was not only related to water temperature, but also to chlorophyll concentration at sea surface, with preferences for concentrations around 0.3 mg/m³. This conclusion agrees well with the result of a study carried out with landings of the Basque fleet (baitboat and trolling line), where catches were made in waters with chlorophyll concentration of 0.2-0.4 mg/m³.

Further, albacore distribution areas in the northwestern Pacific Ocean were found to occur in waters with high Eddy Kinetic Energy (EKE) and strong geostrophic currents, showing that tuna aggregations were related to anticyclonic gyres (Zainuddin *et al.*, 2006).

Albacore shows a large geographic distribution covering the whole North Atlantic up to 55°N. It is a highly migratory species which, depending on the season of the year, varies its distribution area. Both adults and juveniles spend winter time in central tropical waters of the North Atlantic Ocean. In spring, with the warming of the waters, adults initiate a reproductive migration to the Sargasso Sea where spawning occur between April and September (Santiago, 2004). In spite of the limited knowledge about early stages of albacore, it has been seen that in summer, immature individuals carry out a trophic migration to northern latitudes, leading to productive areas of the Bay of Biscay and the southeast of Ireland (Arrizabalaga *et al.*, 2002).

In their trophic migration to northern latitudes, albacores are fished with surface fishing gears such as baitboat and trolling line, and more recently also with pelagic trawling. Fishing season takes place between June and October. It begins close to Azores Islands (25-30°W) and moves northeastwards during the following weeks and months, up to the Bay of Biscay and the south of Ireland (40-50°N). Fishing fleet catches juveniles of 1-4 ages, but mainly individuals of 2-3 years. However, the latter group of tunas (ages 2-3) has diminished in the Bay of Biscay in recent years; by contrast, they have been fished in Ireland. Consequently, Basque fishing fleet required to go over longer distances to look for the fish that did not enter into the Bay of Biscay.

Considering, on the one hand, that albacore shows environmental preferences to optimize its physiologic functions and to conduct seasonal migrations and, on the other hand, accounting for the low catch records recently registered by the Basque fleet, with scarce presence of albacore in the Bay of Biscay, this study aims to understand the oceanographic conditions which determine the presence and availability of this species for local main fisheries (bait boat, troll and pelagic trawl).

2 Objectives

The main objective of this work was to characterize the environmental conditions that occur in the distribution area of albacore and to study the influence of oceanic-meteorological parameters on the behaviour and interannual abundance variability of this species. To this end, two spatio-temporal approaches were considered:

- Climatic conditions at a large scale (North Atlantic) through the study of low-frequency teleconnection patterns.

- Local conditions at a regional scale (Bay of Biscay) through the study of oceano-meteorological conditions at the main albacore fishing areas.

3 Material and methods

3.1 Study area

Generally speaking, the study area of the present work covers the North Atlantic Ocean in a global context. However, the study focuses more deeply in the area located between Azores, Bay of Biscay and Ireland, that is to say, the main fishing area of the Basque fleet targeting albacore.

3.1.1 North Atlantic

In the North Atlantic, warm and cold currents surround the North Atlantic oceanic gyre, which flows clockwise all along the anticyclone of Azores. The main currents are the Gulf Stream in the west, the North Atlantic Current in the north, the Canary Current in the east and the North Equatorial Current in the south, closing the circular system.

The northwestern Atlantic is mainly dominated by the Gulf Stream, which moves a warm saline water mass coming from the Gulf of Mexico to the north. The limit between the warm waters of the current and the cold waters located at the north is known as the North Wall. The Gulf Stream flows along the southeast coast of United States to finally separate from the continent towards oceanic waters; at this stage it is known as the North Atlantic Current and it flows towards Europe.

A great part of the atmospheric circulation is related to teleconnection indices, such as the North Atlantic Oscillation (NAO) and the Eastern Atlantic Pattern (EA) (Gonzalez *et al.*, 2011). The influence of both indices is more intense in autumn and winter. Positive episodes of NAO are related to cold and dry winters, while positive phases of EA are associated with dry and warmer climate. It should be noted that NAO is an important descriptor of the atmospheric variability at global scale (Northern Hemisphere), whereas EA exerts an important influence on a regional scale in the Bay of Biscay (Valencia *et al.*, 2009). In addition, global indices like the Atlantic Multidecadal Oscillation (AMO) and the Gulf Stream index (GSI) are also influential at the North Atlantic scale: AMO index represents water temperature conditions in the North Atlantic Ocean, whereas GSI represents the position of the north wall which, in turn, indicates the intensity and latitudinal location of the North Atlantic Current. Several authors (Taylor and Stephens, 1998; Curry and McCartney, 2001) concluded that the latitude of the north wall of the Gulf Stream corresponds to the atmospheric variability of the North Atlantic, and therefore, to the NAO index that represents more than the 36% of the variance of the surface atmospheric pressure between December and March (Hurrell, 1995).

3.1.2 Bay of Biscay

The Bay of Biscay is located in the northeastern Atlantic Ocean; it extends along the western French and northern Spanish coasts, from the peninsula of Brittany in France up to the Ortegal cape in Galicia (Spain) (**Figure 1**). The Bay reaches more than 4000 m depth in the abyssal plain. The continental slope is the transition between the abyssal plain and the continental shelf; it is characterised by a sharp slope and it is fractured by several canyons. In the northern area, the width of the Armorican shelf goes from 150 to 180 km and the length is about 300 km. In the southern area, the width of the Armorican shelf extends between 150 and 50 km and is has a length of about 250 km. The Spanish shelf shows an east-west orientation and it is narrow, with an average width between 30 and 40 km (Koutsikopoulos and Le Cann, 1996).

The atmospheric circulation depends on two activity centres: an anticyclonic area located south to the 40°N parallel, centred close to Azores, and a low pressure area centred on the line of latitude 60°N, close to Iceland. Between both areas, the predominant winds blow from the west-southwest, with stronger intensity in winter but weaker and more irregular in summer. Consequently, the area is characterized by a noticeable seasonality: in spring and summer, winds mainly blow from the north, whereas in autumn and winter southwesterly winds are more frequent (OSPAR, 2000).

The surface water circulation of the Bay of Biscay is mainly driven by wind forcing and constrained by the complex and irregular submarine topography and orientation of the coast. In addition, continental water inputs modify sea water characteristics and they establish a marked spatial variability. The rivers with more volume that flow into the Bay of Biscay are the Loire, Adour, Dordogne and Garonne rivers, all of them belonging to French basins.

The main characteristics of the water circulation of the Bay of Biscay are summarised in **Figure 1**. The Bay is situated in the intergyre area, between the current of Azores (belonging to the subtropical anticyclonic gyre) and the North Atlantic current (belonging to the subpolar cyclonic gyre). In this regard, the central area of the Bay is characterised by a weak anticyclonic circulation ($\sim 1\text{-}2\text{ cm/s}$) (Koutsikopoulos and Le Cann, 1996). However, the surface circulation over the abyssal basin is namely seasonal, in response to the Ekman transport induced by the winds. The main characteristic of this oceanic zone is the presence of mesoscale eddies. They are generated due to abrupt changes in the bathymetry of the area such as canyons, which interrupt the winter slope current (*Navidad* flow). The winter slope current enters the Bay of Biscay in the area of Cape Finisterre. The warm water flows eastwards over the Cantabrian continental slope. Pingree and Le Cann (1990) showed that despite the relatively weak intensity of the slope current ($5\text{-}10\text{ cm/s}$), it has a marked seasonality with warm water flowing along the Portuguese and Spanish slopes in winter. Part of this flow continues towards the Pole, following the French continental slope; but given the abrupt changes in the topography of the area such as Cape Ortegal, Estaca de Bares and the canyon of Cape Ferret, the slope current is partly interrupted forming the abovementioned oceanic eddies (Garcia-Soto *et al.*, 2002). Pingree and Le Cann (1992) named these oceanographic structures “SWODDIES” (Slope Water Oceanic EDDIES), which are oceanic eddies that retain water coming from the continental slope, where these structures are generated. Eddies participate in the interchange of heat, salt, contaminants, nutrients, plankton, etc., between the continental slope and the abyssal plain.

3.2 Data sources

3.2.1 North Atlantic albacore population trends

Time-series (1930-2007) with annual values of abundance (number of individuals) at age, recruitment (number of individuals at age 1), total and adult biomass (tonnes) for the whole stock of the North Atlantic were obtained from the last stock assessment carried out by ICCAT (ICCAT, 2009).

3.2.2 Catches and CPUE

Annual landings of albacore were analysed in order to determine favourable and unfavourable years of fishing seasons. The study was based on data from the Basque fleet, Spanish fleet, and the whole stock of the North Atlantic.

Basque fleet landings for trolling line (1995-2011) and baitboat (1996-2011) were used to estimate albacore abundance indices based on CPUE. The CPUE index was built both for total catches and for catches classified by commercial category (small, medium and large albacore). The effort was estimated accounting for the time passed between consecutive landings. After the filtering of the database (elimination of non-reasonable data), the nominal CPUE were aggregated in order to obtain monthly abundance indices.

Logbooks of trollers and baitboats from the fishing sector of Bizkaia and Gipuzkoa (Spanish Basque Country), and of pelagic trawlers from the sector of Bayonne (French Basque Country) were used (**Table 1**). From these logbooks, date and position of the catches were obtained.

3.2.3 Environmental data

3.2.3.1 Global climatic indices

Accounting for their area of influence, several climatic indices were selected (**Table 2**). Much of the variability of the North Atlantic atmospheric circulation is explained by teleconnection indices such as the North Atlantic Oscillation (NAO) and the Eastern Atlantic pattern (EA). The North Atlantic multidecadal oscillation (AMO) represents the sea surface temperature (SST) oscillation of the North Atlantic Ocean. Lastly, the Gulf Stream index (GSI) measures the position of the north wall of the Gulf Stream.

3.2.3.2 Oceanographic parameters

With the aim of building SST and SST anomaly maps for the study period, AQUA MODIS 4km data (oceancolor.gsfc.nasa.gov) were used.

In addition, environmental information at the position and date of albacore catches was obtained. The oceanographic parameters selected are summarised in **Table 3** and the methodology used for data extraction is explained in the following lines.

The high resolution 3D prognostic ocean model ROMS (Regional Ocean Model System, Shchepetkin and McWilliams 2005), forced by detailed atmospheric, hydrologic and oceanic information was used. The model domain covers all the Bay of Biscay, extending from the Spanish coast (40.5°N) to the south of United Kingdom (about 52.5°N) and from the French coast to the longitude 13°W. The current configuration for the Bay of Biscay is an extension of a configuration limited to the southern part of the Bay (Ferrer *et al.*, 2009) and the bathymetry was obtained through interpolation, following an optimization analysis. ROMS for the Bay of Biscay computes the primitive equations on a 6.6 km grid in the horizontal and on 32 no-equally distributed σ -levels in the vertical.

This model uses mass conservation equations to simulate the variability of oceanic processes, including high-frequency (tides, daily thermal cycles and precipitation), low frequency (atmospheric perturbations, mesoscale variability) and seasonal scales (river runoffs, winter convection and summer stratification). The atmospheric information has been taken from the NCEP re-analyses database (<http://www.ncep.noaa.gov/>): wind stress, heat fluxes, net short wave radiation, and precipitation. The initial and boundary conditions for currents, temperature, salinity and nitrate are interpolated on the grid from the World Ocean Atlas 2005 (WOA05) developed by the National Oceanographic Data Center (NODC) of the NOAA. The water level is specified for initial condition but also at each time step along the open boundaries, using the OSU TOPEX/Poseidon Global Inverse Solution version 5.0 (TPXO.5, global model of ocean tides). River runoff data are prescribed as boundary conditions on momentum, salinity, temperature and nitrate. Daily flow data are used from observations in the about 20 most important rivers on the French and Spanish coasts. The temperature and nitrate concentrations of these rivers are prescribed from observations, when available, using monthly means. After a 1-year of rotation (year 1997) to reach equilibrium, the simulation covers the period 1998-2009, with a time step of 15 min.

Sea level anomaly (SLA) data come from altimetry radars located on board several satellites. From the interpolated SLA maps, zonal (Ug) and meridional (Vg) geostrophic current (GC) are estimated following these equations:

$$Ug = -\frac{g}{f} \cdot \frac{\Delta SLA}{\Delta y}$$

$$Vg = \frac{g}{f} \cdot \frac{\Delta SLA}{\Delta x}$$

Lastly, with the aim of obtaining the energy associated with mesoscale processes of the area, the Eddy Kinetic Energy (EKE) was estimated:

$$EKE = \frac{1}{2} \cdot (Ug^2 + Vg^2)$$

3.3 Data analysis

3.3.1 Large scale (North Atlantic)

In order to explore if the different global indices exert any influence on albacore, correlation values were calculated between the global climatic indices and each of the following biological series: recruitment, abundance at age 2 and 3 and catches by the fleet.

3.3.2 Regional-local scale (from Azores to the Bay of Biscay)

Firstly, environmental preference ranges for which albacore landings are more frequent were defined. By using histograms, minimum and maximum values were identified, between which at least 90% of the catches were made. Such ranges were estimated for each of the oceanographic parameter considered in this study and separately for each fishing gear. In addition, ranges in which at least 50%, 80% and 100% of the catches were

made were also identified. Further, with the aim of analysing whether the oceanographic conditions in the set positions were different in the Bay of Biscay and out of the Bay, different histograms were built separating captures carried out in the Bay of Biscay (42-48°N and 0-8°W), out of the Bay of Biscay (all the catches recorded west of 8°W) and in Ireland (north of 48°N and 20-0°W) (**Figure 2**).

Secondly, with the aim of understanding the shared variability of the environmental parameters used for the present study, a Principal Component Analysis (PCA) was applied to the variables extracted from ROMS. Based on the PCA results, the principal components were used as explanatory parameters for daily catches; Generalized Additive Models (GAMs) were used in order to model the variations in daily catches.

At the same time, environmental influence on interannual landings variability was studied. The objective was to determine oceanographic conditions for anomalous years in terms of albacore catches. In this regard, different percentiles (P80, P20 and P90, P10) of catches series were calculated and then graphically represented. Such plots allowed us to identify years with catch records higher than P80 or even P90, which were defined as favourable (“good”) years of catches, and years with catch records lower than P20 or even P10, which were described as unfavourable (“bad”) years of catches.

Once extreme years were identified, several oceanographic parameters were studied in order to understand the differences in catches between favourable and unfavourable years. Accounting for the importance of the SST in the distribution and migration of albacore tunas, maps of SST distribution were drawn for the months of higher fishing activity (June, July, August and September) for the years of interest. Albacore catches were represented on the maps. Further, altimetry, geostrophic currents and EKE information was also considered at the position of the catches. This information made it possible to check whether the differences between years with high and low catches could be explained by means of interannual variations in eddy abundance or EKE values of the area.

4 Results and Discussion

Two mechanisms could be the reason of the variability/decrease in albacore catches observed recently in the Bay of Biscay. Firstly, global oceano-meteorological conditions can influence recruitment levels of the stock, which, in turn, affects the stock biomass. Secondly, regional-local environmental conditions in the fishing area could directly affect albacore catchability, and thus, influence the fishing success of the surface fleet in the Northeast Atlantic. Both hypotheses have been previously analysed by several authors without reaching a definitive conclusion (Ortiz de Zárate *et al.*, 1998; Santiago, 1998, 2004; Bard and Santiago, 1999; Bard, 2001).

4.1 Large scale (North Atlantic)

Among the selected global indices (NAO, EA, AMO and GSI), GSI index was the climatic index that showed a highly significant ($p < 0.01$) negative correlation with albacore population trends (**Figure 3**), i.e. years with positive GSI index were found to be unfavourable for albacore. Positive values of this index are indicative of a northern displacement of the Gulf Stream, whereas in years with negative GSI index, the stream is located at southern positions probably favouring the recruitment and survival of albacore. Abundance indices also showed a negative correlation with GSI, but with an increasing time-lag according to the age category. Additionally, total catches and CPUE series showed an inverse correlation with GSI, which indicates that a southward displacement of the Gulf Stream position seems to favour albacore catchability; a northward displacement of the Gulf Stream and a higher transport associated with this current could indicate a northward distribution and migration of albacore, out of area covered by Basque fishing fleet (Sherman and Skjoldal, 2002), and therefore negatively affecting its catchability. In this regard, several studies have concluded that the variability in the Gulf Stream, and in particular that associated with the position of the North Wall, can influence tuna distribution and therefore, their catchability (Lavín *et al.*, 2007).

Given the high correlation between recruitment and annual GSI index, we also explored the relation with quarterly means of the global index, in order to study if the correlation was higher for a particular season of the year. **Figure 4** shows the correlation coefficient between albacore recruitment and quarterly means of GSI. The correlation between both variables was higher for the first semester of the year, particularly between January and May. When analysing this result, it is relevant to consider that when sea water warming starts, adults migrate to Sargasso Sea for their reproduction; afterwards, from April to June, juveniles and pre-adults (ages 1 to 4) initiate a trophic migration to Northeast Atlantic (Santiago, 2004) searching for productive waters.

4.2 Regional-local scale (from Azores to the Bay of Biscay)

Accounting for albacore distribution and in particular to its annual displacement to the Bay of Biscay, this section explores albacore oceanographic preferences during the months of fishing season (June to November), from Azores area to the inner Bay of Biscay and also to Irish waters.

The extraction of oceanographic information at the position and date of each catch permits building tables with optimum minimum and maximum values for tuna presence. **Table 4**, **Table 5** and **Table 6** summarise preference ranges for each of the studied variable, between which 100%, 90%, 80% or 50% of catches were recorded. Following this procedure, oceanographic conditions at catches made by different fishing gears were characterised.

Similarly, preference ranges at different fishing areas (**Figure 2**) were also compared and the results can be found in **Table 7**. There are differences in thermal preferences, regarding plankton concentration and also in terms of energy and altimetry values. In the Bay of Biscay, catches are made in warmer and more stratified waters as it was expected. However, catches within the Bay occurred in waters with less concentration of chlorophyll and zooplankton than in waters out of the Bay. Lastly, albacore catches out of the Bay of Biscay occurred in waters with stronger geostrophic currents and consequently higher EKE.

Figure 5 shows the results of the PCA analysis carried out with the main 10 oceanographic parameters extracted from the ROMS model. The analysis highlights the correlation between biotic variables (chlorophyll a and zooplankton concentration at surface and subsurface depths), which in turn are oppositely situated in the graph to the thermal variables. Therefore, this first component represents biotic and thermal aspects of the parameters. The second component of the PCA is correlated with the depth of the isotherm of 15°C in the positive semi-axis and the temperature gradient between surface and 30m depth in the negative semi-axis. This second component therefore represents the level of mixing/stratification of the water column (highly stratified in the negative semi-axis and high mixing in the positive semi-axis). The first two components of the PCA represent the 81% of the variability of data analysed.

The first two components of the PCA were used to model daily catches of albacore made by baitboat, trolling line and pelagic trawling fleets. Different GAMs were built for different fishing gears. The trophic/thermal component (Dim. 1) showed a significant effect only in those catches fished by baitboat (**Figure 6**) and trolling line gears (**Figure 7**). Regarding the mixing component (Dim. 2), it seems to have a significant effect on catches for all fleets: albacore catches made by pelagic trawlers were found to be higher with an optimum mixing of the water column (**Figure 8**), whereas catches made by baitboat (**Figure 6**) and trolling line (**Figure 7**) fleets decreased with the mixing of the water column. That is, lower catches made by pelagic trawlers and higher catches by baitboat and trolling line are related with higher temperature gradients (between surface and 30m depth). Baitboat and trolling line are surface gears; therefore, the significant negative effect of the water column mixing on albacore catches made by these gears can be easily understood: with a mixing of the upper water column the catchability of the fish decreases, since tuna fishes can find easier to scape to deeper levels in the water column. However, in the case of pelagic trawling this variable has the inverse effect, where tuna catchability is higher for optimum values of mixing. This can be explained with a vertical distribution of albacore at deeper levels where the manoeuvre of the net can be easier. The fact that the trophic/thermal component seems to have no effect on pelagic trawling catches, while it significantly affects catches made by surface gears (baitboat and trolling line) is consistent with the passive nature of these gears (based on the feeding behaviour of tunas).

Further, given the high interannual variability in albacore catches, favourable and unfavourable years were identified in order to determine environmental parameters responsible for such extreme situations. **Figure 9** shows the interannual variability in albacore catches from 1950 to 2011. From mid-1970s to the beginning of 90s, albacore catches showed the highest records with peaks in some years like 1979, 1983 and 1987. However, from then onward, annual catches decreased until 2001 and 2002, when very low catches were registered (similar to the low value of 1955). In the period 1987-2000 the fleet reduced significantly from 318 vessels in 1987 to 181 vessels in 2000 (Santiago, 2004). Afterwards, the Basque fleet fished again in average levels, but the last three years of the time-series (2009, 2010 and 2011) went back again to very low catches. A similar trend is observed in CPUE values per fishing gear. Baitboat fleet suffered the worst years in 2001 and 2002 with catches below the 10% percentile (**Figure 10**), similar to the trolling line fleet (**Figure 11**). By contrast, 2006 for baitboat fleet (**Figure 10**) and 2005-2006 for trolling line fleet (**Figure 11**) were the best years in terms of albacore catches.

Can oceanography explain such extreme events in albacore fishing seasons?

SST maps show that a high part of the catches occur in the yellow-green band of the temperature scale (**Figure 12**); further, albacore catches move following this band as the season progresses. However, once in the Bay of Biscay, catches are registered in higher temperatures. Despite sea temperature is a factor that somehow limits and guides albacores on their migration eastwards, it is not determinant to explain the reason of unfavourable fishing seasons such as 2010 and 2011 for instance.

Regarding the marine dynamics in the Bay of Biscay, eddy abundance was not significantly different between satisfactory and unsatisfactory fishing seasons, so as to explain the extreme differences in albacore catches. However, when visualizing the interannual variability of eddies in the study area during summer time, years such as 2002, 2010 and 2011 (“bad” years in terms of albacore catches in the Bay of Biscay) showed an area of high EKE associated with energetic eddies in the area limited by 8°W-12°W and 43°N-47°N (**Figure 13**). This group of energetic structures was not visible in 2005 and 2006 (“good” years in terms of albacore catches in the Bay of Biscay) (**Figure 13**). A priori, a group of oceanic mesoscale structures like this is not a physical barrier for tunas in their route to the inner Bay of Biscay. By contrast, they could delay their entry to the Bay if they have remained associated with those structures for a while. It seems that these intense mesoscale structures located to the northwest of Galicia, in years when albacore catches in the Bay of Biscay were extremely low, could have modified either directly or indirectly the usual migration of albacore, hypothesis that should be verified with further research.

Lastly, there is an additional oceanic process that varies interannually. The North Atlantic current exhibits an intense signal of EKE.

Figure 14 shows average EKE distribution for the period 1992-2011 from the Bay of Biscay to the west. It can be seen that EKE is significantly higher out of the Bay of Biscay, mainly between 25°W and 40°W; in fact, EKE distribution in this area represents the track of the North Atlantic Current: there is a high energetic corridor given the North Atlantic current, and most of the catches registered in the oceanic area (west of 11°W) were made in the limit of such corridor. In order to verify whether there have been interannual variations in the eastern extension of the North Atlantic current, that is to say, if the North Atlantic current has reached waters more or less closer to the Bay of Biscay during the study period, the following analysis was carried out: the annual average value of EKE for the month of July was calculated focusing on the area between 42°N and 46°N (being July and 42-46°N area the month and the band through which albacore goes into the Bay of Biscay).

Figure 15 shows a clear interannual variability in the eastward extension of the North Atlantic current (red pixels); closer to the Bay of Biscay, EKE intensity diminishes significantly. It should be noted that isolated pixels with high EKE values probably correspond to mesoscale eddies. Regarding the interannual variability in the extension of the North Atlantic current, in 2000 the area with maximum EKE is located west to the 35°W. From 2001 to 2004 the highest values of EKE reached eastern longitudes, up to 28°W. In 2005, the extension to the east is reduced and in 2006 it reached again the minimum extension. From 2007 onwards, the extension of the North Atlantic current expanded again eastwards. In summary, in 2005 and mainly in 2006 (years with good albacore catch records in the Bay of Biscay) the extension of the more energetic signal of the North Atlantic current was located in more westerly waters, in comparison with the rest of the years when the North Atlantic current reached eastern waters. Therefore, the longitudinal extension of the North Atlantic Current seems to be related to the albacore catches registered in the Bay of Biscay.

References

- Anon. 2010c, Report of the 2009 ICCAT Albacore stock assessment session (*Madrid, Spain, July 13 to 18, 2009*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1113-1253.
- Arrizabalaga, H., López Rodas, V., Ortiz de Zarate, V., Costas, E. and González-Garés, A. 2002, Study on the migrations and stock structure of albacore (*Thunnus alalunga*) from the Atlantic Ocean and the Mediterranean Sea based on conventional tag release-recapture experiences. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 54 (5): 1479-1494.
- Bard, F.X., 2001, Extension of geographical and vertical habitat of albacore (*Thunnus alalunga*) in the North Atlantic. Possible consequences on true rate of exploitation of this stock. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, LII: 1447-1456.
- Bard, F.X. and Santiago, J. 1999, Review of albacore (*T. alalunga*) historical surface fisheries data (1920-1975) for possible relationships with North Atlantic Oscillation. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, XLIX (4): 311-323.
- Curry, R.G. and McCartney, M.S. 2001, Ocean gyre circulation changes associated with the North Atlantic Oscillation. J. of Phys. Oceanogr. 31(12): 3374-3400.
- Dufour, F. 2010, Méta-analyse des effets de l'environnement sur la dynamique des stocks de thonidés. PhD Thesis, Université de Pau et des pays de l'Adour, Pau, 203 pp.
- Ferrer, L., Fontán, A., Mader, J., Chust, G., González, M., Valencia, V., Uriarte, Ad. and Collins, M.B. 2009, Low- salinity plumes in the oceanic region of the Basque Country. Cont. Shelf Res. 29: 970-984.
- García-Soto, C., R.D. Pingree and Valdés, L. 2002, Navidad development in the southern Bay of Biscay: Climate change and swoddy structure from remote sensing and in situ measurements. J. of Geophys. Res. 107(C8), 3118, doi: 10.1029/2001JC001012.
- González, M., Fontán, A., Esnaola, G. and Valencia, V. 2011, Variaciones multidecadales notables en la temperatura atmosférica, temperatura superficial y nivel del mar en el sudeste del golfo de Vizcaya, detectadas mediante filtros "Kolmogorov-Zurbenko". RIM 17(8): 1-15.
- Havard-Duclos, F. 1973, La pêche au germon dans le Golfe de Gascogne. Influence de la température sur le déplacement des mattes. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 1: 341-370.
- Hurrell, J.W. 1995, Decadal trends in the North Atlantic Oscillation: regional temperatures and precipitation. Science, 269: 676-679.
- Koutsikopoulos, C. and Le Cann, B. 1996, Physical processes and hydrological structures related to the Bay of Biscay anchovy. Sci. Mar. 60(Suppl. 2): 9-19.
- Lavín, A., Moreno-Ventas, X., Ortiz de Zárate, V., Abaunza, P. and Cabanas, J.M. 2007, Environmental variability in the North Atlantic and Iberian waters and its influence on horse mackerel (*Trachurus trachurus*) and albacore (*Thunnus alalunga*) dynamics. ICES J. of Mar. Sci., 64(3): 425-438.
- Ortiz de Zárate, V., Lavin A. and Moreno-Ventas, X. 1998, ¿Existe alguna relación entre las variables ambientales y la captura de superficie de atún blanco (*T. alalunga*) en el Atlántico norte? Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, XLVIII (3): 250-259.
- OSPAR, 2000, OSPAR Quality Status Report 2000, Region IV. Bay of Biscay and Iberian Coast. OSPAR Commission, London, 134 pp.
- Pingree, R.D. and Le Cann, B. 1990, Structure, strength and seasonality of the slope currents in the Bay of Biscay region. J. of the Mar. Biol. Assoc. of the U.K., 70: 857-885.
- Pingree, R.D. and Le Cann, B. 1992, Three anticyclonic Slope Water Oceanic eddies (SWODDIES) in the Southern Bay of Biscay in 1990. Deep Sea Res. I, 39: 1147-1175.

- Sagarminaga, Y. and Arrizabalaga, H. 2010, Spatio-temporal distribution of albacore (*Thunnus alalunga*) catches in the northeastern Atlantic: relationship with the thermal environment. *Fish. Oceanogr.* 19(2): 121-134.
- Santiago, J. 1998, North Atlantic Oscillation and recruitment of temperate tunas. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, XLVIII (3)*: 240-249
- Santiago, J. 2004, Dinámica de la población de atún blanco (*Thunnus alalunga*, Bonnaterre 1788) del Atlántico Norte. PhD Thesis, Euskal Herriko Unibertsitatea, Leioa: 320 pp.
- Shchepetkin, A.F. and McWilliams, J.C. 2005, The Regional Oceanic Modeling system (ROMS): a split-explicit, free-surface, topography-following-coordinate oceanic model. *Ocean Model.* 9: 347-404.
- Sherman, K. and Skjoldal, H.R. 2002, Large Marine Ecosystems of the North Atlantic: Changing States and Sustainability. Large Marine Ecosystems Series. Elsevier Science, The Netherlands, 449p.
- Taylor, A.H. and Stephens, J.A. 1998, The North Atlantic Oscillation and the latitude of the Gulf Stream. *Tellus*, 50 A: 134-142.
- Valencia, V., Fontán, A., Borja, A., Goikoetxea, N. and Sáenz, J. 2009, Recent climatic changes in the SE Bay of Biscay affecting pelagic and coastal ecosystems. *ICES CM 2009/G:11*, 13 pp.
- Zainuddin, M., Saitoh, K. and Saitoh, S. 2004, Detection of potential fishing ground for albacore tuna using synoptic measurements of ocean color and thermal remote sensing in the northwestern North Pacific. *Geophys. Res. Lett.* 31: L20311.
- Zainuddin, M., Kiyofuji, H., Saitoh, K. y Saitoh, S., 2006, Using multi-sensor satellite remote sensing and catch data to detect ocean hot spots for albacore (*Thunnus alalunga*) in the northwestern North Pacific. *Deep Sea Res. II*, 53, 419-431.

Table 1. Catch time-series used in the present study.

Fishing gear	Period	Number of Observations
Trolling line	1985-2005	14574
Pelagic trawl	2002-2011	830
Baitboat	1985-2005	10365
Baitboat	2005-2011	8813

Table 2. Summary of the global climatic indices utilized, including the available time period and the corresponding acronym.

Global climatic indices	Study period	Acronym	Data source
North Atlantic Oscillation	1950-2012	NAO	http://www.cpc.noaa.gov
Eastern Atlantic pattern	1950-2012	EA	http://www.cpc.noaa.gov
North Atlantic multidecadal oscillation	1950-2012	AMO	http://www.esrl.noaa.gov
Gulf Stream index	1966-2012	GSI	http://www.pml-gulfstream.org.uk

Table 3. Summary of the oceanographic parameters utilized, including unit, study period and acronym.

Oceanographic parameters	Unit	Study period	Acronym
Temperature at 2m depth	°C	1998-2009	T2
Temperature at 30m depth	°C	1998-2009	T30
Salinity at 2m depth	g/kg	1998-2009	S2
Salinity at 30m depth	g/kg	1998-2009	S30
Chlorophyll a concentration at 2m depth	mgChla/m ³	1998-2009	CH2
Chlorophyll a concentration at 30m depth	mgChla/m ³	1998-2009	CH30
Zooplankton concentration at 2m depth	mgC/m ³	1998-2009	ZOO2
Zooplankton concentration at 30m depth	mgC/m ³	1998-2009	ZOO30
Depth of 15°C isotherm	m	1998-2009	Z15
Temperature gradient between 2m and 30m	°C	1998-2009	G
Sea level anomaly	cm	1992-2012	SLA
Geostrophic current velocity	cm/s	1992-2012	GCA
Eddy Kinetic Energy	cm ² /s ²	1992-2012	EKE

Table 4. Preference ranges for each of the oceanographic parameters between which 100%, more than 90%, more than 80% and more than 50% of the catches by baiboat were made.

	Baitboat							
	100% of sets		>90% of sets		>80% of sets		>50% of sets	
	Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.
T2	15	23	16	21	17	20	18	19
T30	13	19	15	18	16	18	16	17
Z15	12	96	20	70	27	55	27	52
G	0	7	0	5	0	4	0	2
S2	35	35.9	35.6	35.8	35.6	35.8	35.7	35.8
S30	35.1	35.8	35.6	35.8	35.7	35.8	35.7	35.7
CH2	0.1	2.8	0.2	0.6	0.2	0.4	0.2	0.3
CH30	0.2	1.5	0.2	0.8	0.3	0.6	0.3	0.5
ZOO2	0	8.6	0	2	0.2	1.3	0.3	0.8
ZOO30	0	8	0	3	0.5	2.6	0.8	1.7
SLA	-9	19	-1	8	0	7	2	5
EKE	0	277	0	30	0	15	1	8
GCA	0	24	1	8	1	6	2	4

Table 5. Preference ranges for each of the oceanographic parameters between which 100%, more than 90%, more than 80% and more than 50% of the catches by trolling line were made.

	Trolling line							
	100% of sets		>90% of sets		>80% of sets		>50% of sets	
	Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.
T2	15	23	16	21	17	20	17	18
T30	13	19	14	17	15	17	15	16
Z15	9	87	20	50	24	45	25	37
G	0	5.9	0	4	1	4	2.4	3.5
S2	35	35.9	35.6	35.8	35.6	35.8	35.6	35.7
S30	35.3	35.9	35.5	35.7	35.6	35.7	35.6	35.6
CH2	0.1	1.3	0.2	0.5	0.2	0.4	0.3	0.4
CH30	0.2	1.2	0.3	0.7	0.3	0.6	0.4	0.6
ZOO2	0	4.7	0	2.5	0.2	1.9	0.2	1.2
ZOO30	0	5.7	0	2.5	0.2	1.9	0.2	1.2
SLA	-12	19	-4	10	0	8	1	5
EKE	0	343	0	80	0	48	0	14
GCA	0	26	1	12	1	10	2	6

Table 6. Preference ranges for each of the oceanographic parameters between which 100%, more than 90%, more than 80% and more than 50% of the catches by pelagic trawling line were made.

	Pelagic trawling							
	100% of sets		>90% of sets		>80% of sets		>50% of sets	
	Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.
T2	15	23	16	21	16	20	18	20
T30	14	19	15	18	16	18	16	17
Z15	19	90	30	60	35	58	40	50
G	0	6.8	0	4	0	3	0	2
S2	35	35.9	35.5	35.8	35.6	35.8	35.6	35.7
S30	35.3	35.8	35.5	35.8	35.6	35.7	35.6	35.7
CH2	0.1	1	0.2	0.5	0.2	0.4	0.2	0.3
CH30	0.1	1.1	0.2	0.7	0.3	0.6	0.3	0.4
ZOO2	0	4	0	1.5	0.2	1.2	0.2	0.7
ZOO30	0	4	0	2.5	0.3	1.9	0.8	1.6
SLA	-5	18	1	10	2	9	3	7
EKE	0	518	0	25	0	14	0	5
GCA	0	32	1	6	1	5	2	4

Table 7. Summary of the preference ranges for each of the oceanographic parameters in three different areas considered: west of 8°W, in the Bay of Biscay and in Ireland.

	West of 8°W	Bay of Biscay	Ireland
T2	17-19	19-20	16-19
T30	14-16	16-17	14-16
Z15	20-40	40-50	20-40
G	2-3	3-4	2-3
S2	35.6-35.7	35.7-35.8	35.5-35.6
S30	35.6-35.7	35.6-35.7	35.5-35.6
CH2	0.3-0.4	0.2-0.3	0.3-0.4
CH30	0.5-0.7	0.3-0.4	0.5-0.7
ZOO2	1-2	1-2	1-2
ZOO30	2-3	2-3	2-3
SLA	0-10	0-10	0-10
EKE	0-60	0-20	0-20
GCA	0-12	0-6	0-6

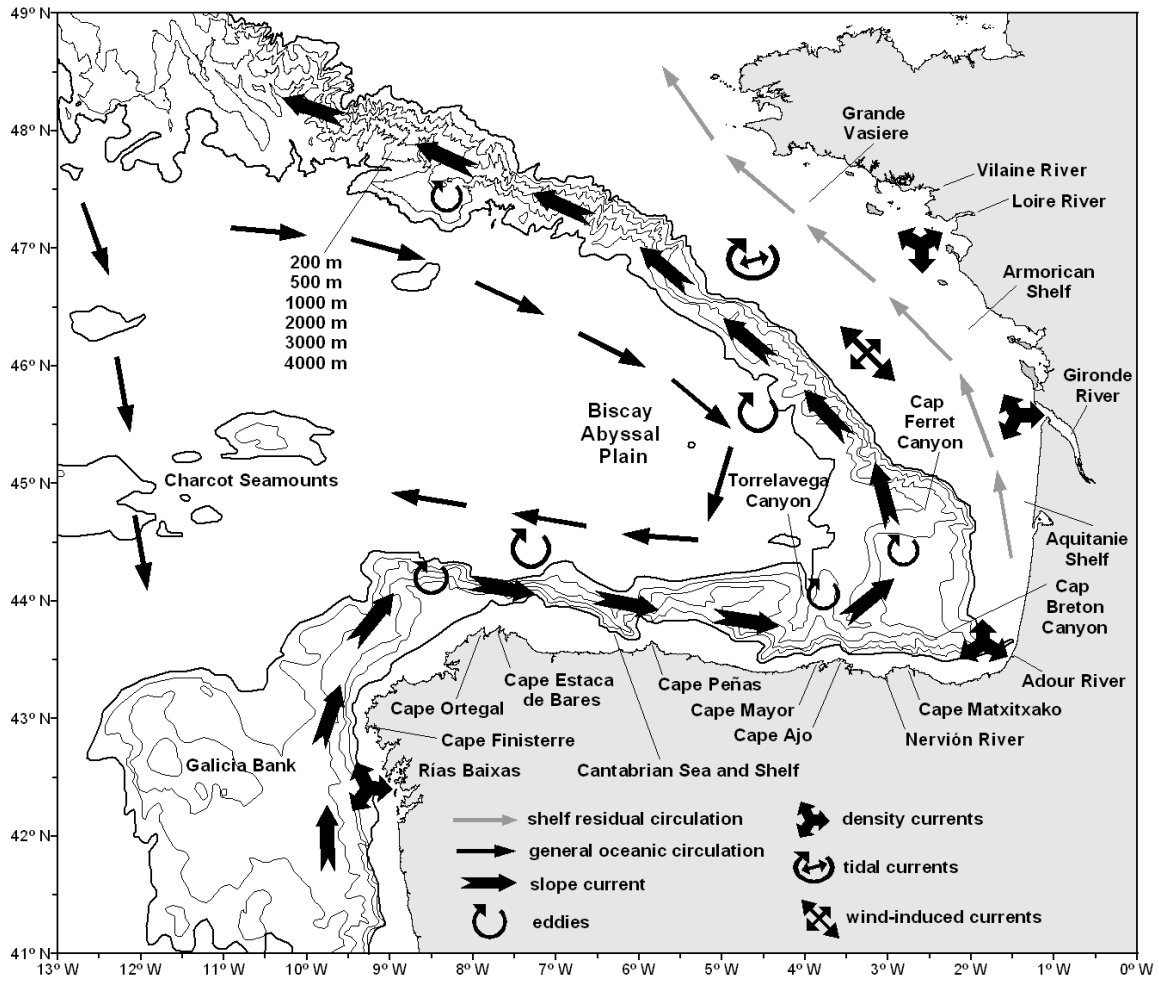


Figure 1. Schematic illustration of the water circulation in the Bay of Biscay (Ferrer *et al.*, 2009).

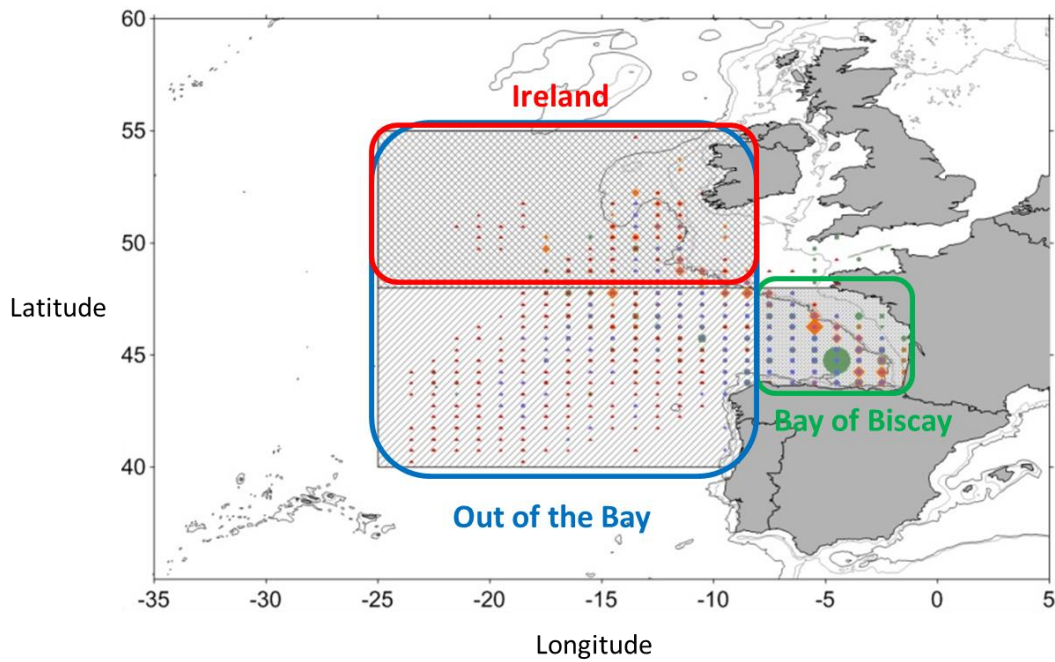


Figure 2. Map showing setting positions carried out by the three fishing gears. The areas highlighted with blue (out of the Bay), Green (in the Bay of Biscay) and red (Ireland) represent the limits considered when building the histograms separated by zones.

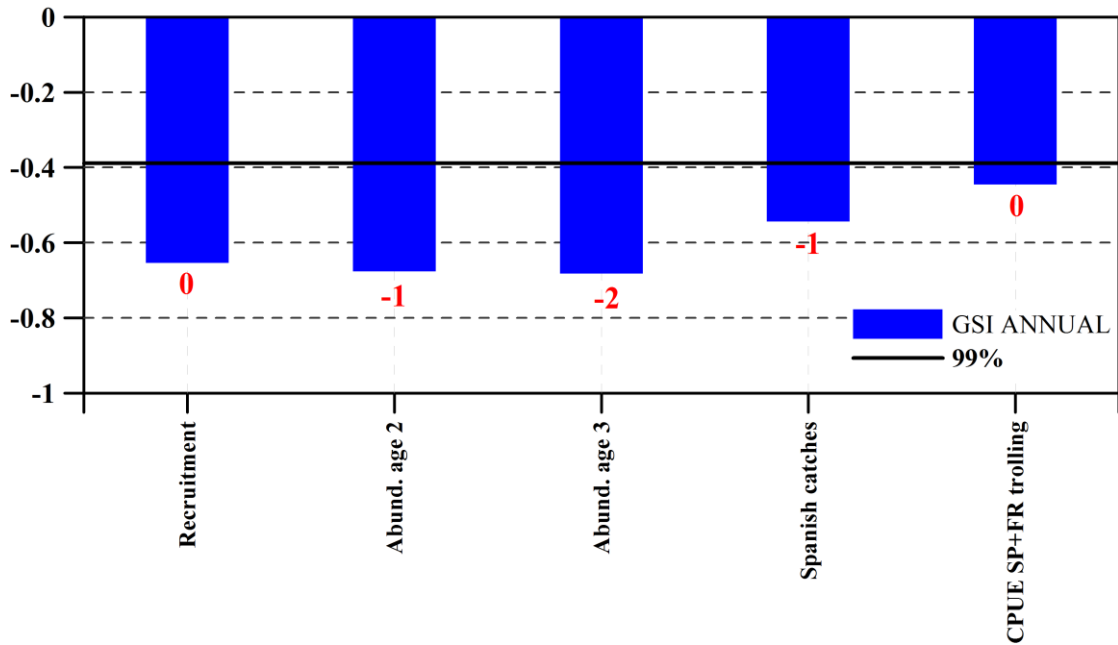


Figure 3. Maximum correlation values and associated time-lags (in red) between the annual GSI index and albacore biological indices such as recruitment, abundance, survival, and total catches and CPUEs.

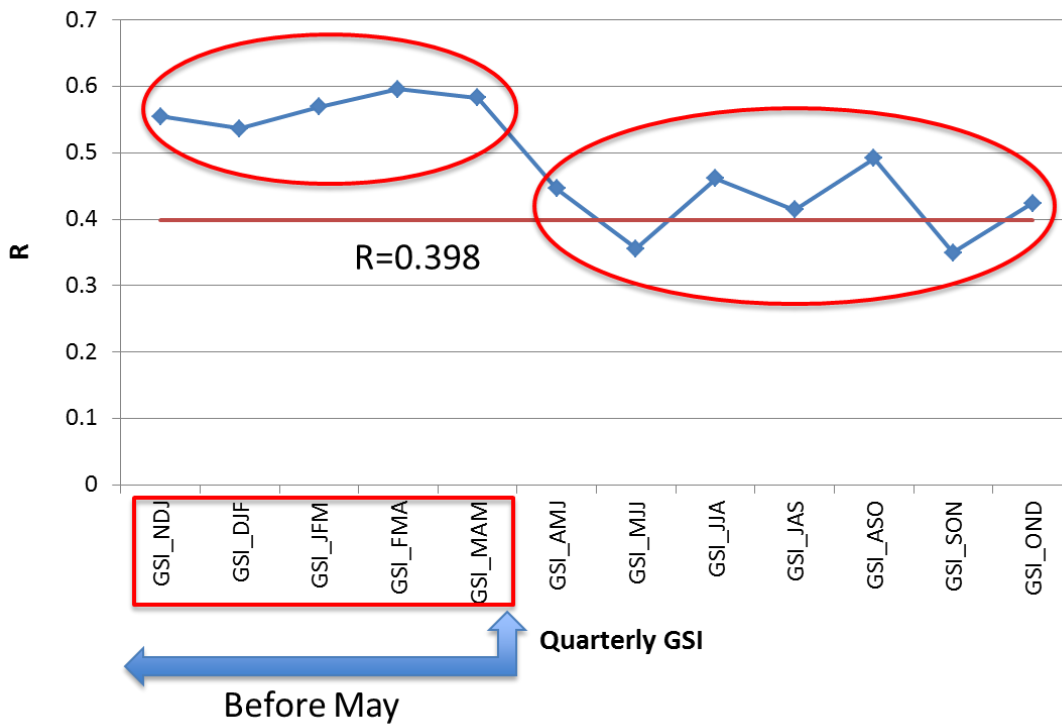


Figure 4. Correlation index between albacore recruitment and quarterly mean values of GSI. The red line represents the value $R=0.398$, the limit above which the correlations are significant at 99%.

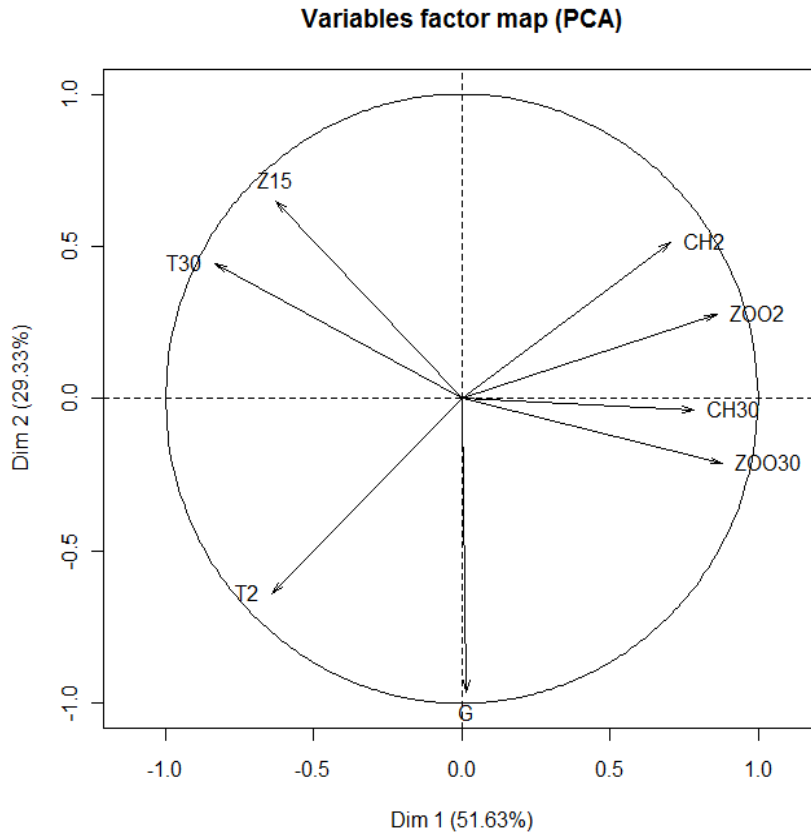


Figure 5. Principal Component Analysis (PCA) of the 10 oceanographic variables extracted from the model ROMS: chlorophyll a at 2 and 30m (CH2 and CH30), zooplankton at 2 and 30m (ZOO2 and ZOO30), temperature at 2 and 30m (T2 and T30), 15°C isotherm depth (Z15), thermal gradient between the surface and 30m depth (G).

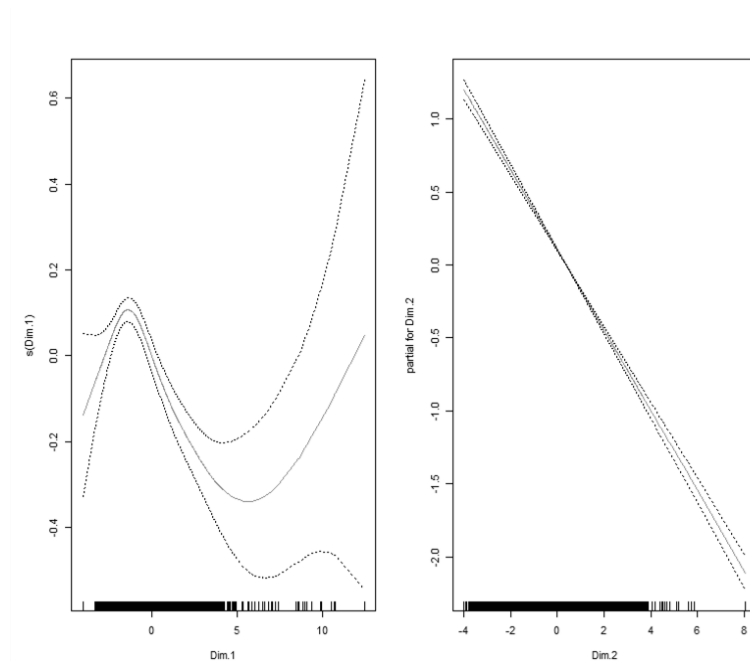


Figure 6. GAMs of daily albacore catches made by baitboat, based on the two first components of the PCA: Dim. 1 (on the left) represents the trophic-thermal component, and Dim. 2 (on the right) represents the stratification level of the water column.

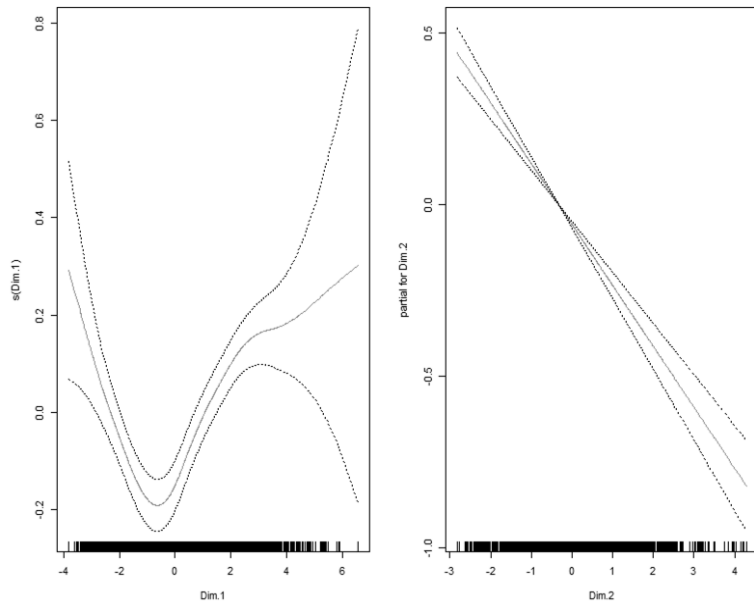


Figure 7. GAMs of daily albacore catches made by trolling line, based on the two first components of the PCA: Dim. 1 (on the left) represents the trophic-thermal component, and Dim. 2 (on the right) represents the stratification level of the water column.

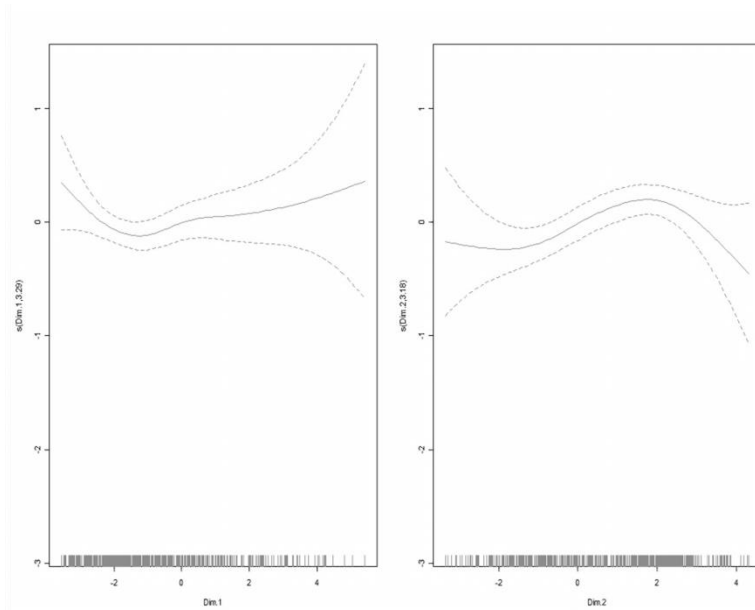


Figure 8. GAMs of daily albacore catches made by pelagic trawling, based on the two first components of the PCA: Dim. 1 (on the left) represents the trophic-thermal component, and Dim. 2 (on the right) represents the stratification level of the water column.

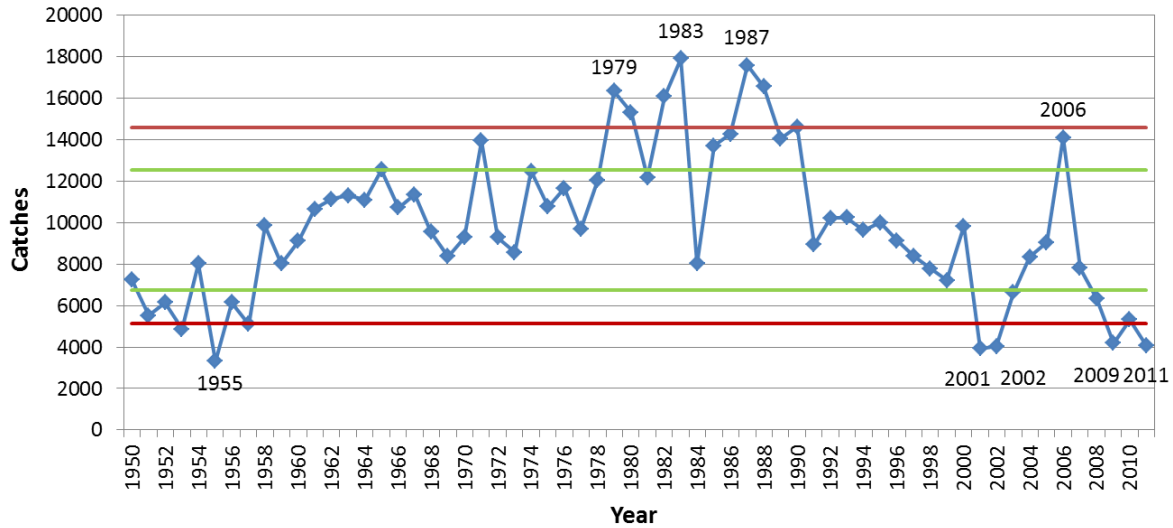


Figure 9. Basque fleet albacore catches (blue line) for the period 1950-2011. Green lines are indicative of percentiles 80% and 20%, whereas red lines represent percentiles 90% and 10%.

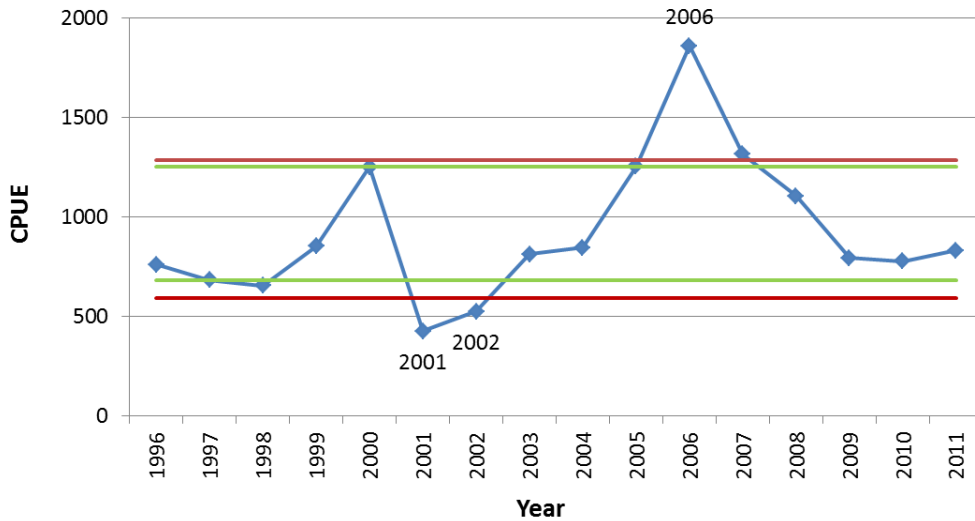


Figure 10. Annual CPUE values for the Basque fleet of baitboat (blue line). Green lines are indicative of percentiles 80% and 20%, whereas red lines represent percentiles 90% and 10%.

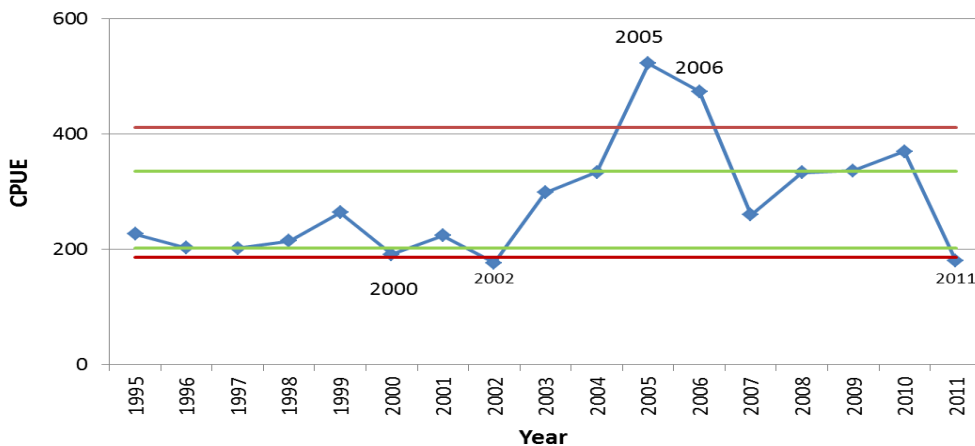


Figure 11. Annual CPUE values for the Basque fleet of trolling line (blue line). Green lines are indicative of percentiles 80% and 20%, whereas red lines represent percentiles 90% and 10%.

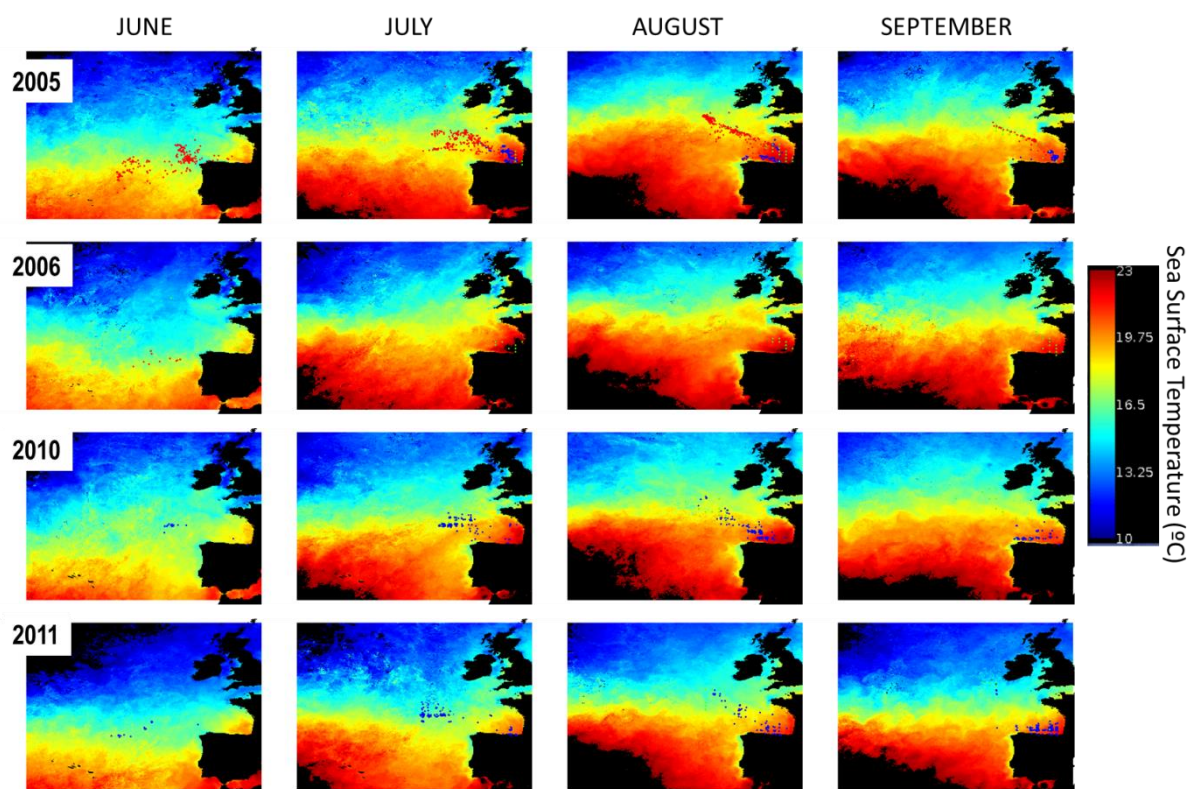


Figure 12. SST maps for the months with higher fishing activity (June, July, August and September) and for years identified as favourable (2005 and 2006) and unfavourable (2010 and 2011) in terms of albacore catches. Dots represent albacore catches by baiboat (blue), trolling line (red) and pelagic trawling (green).

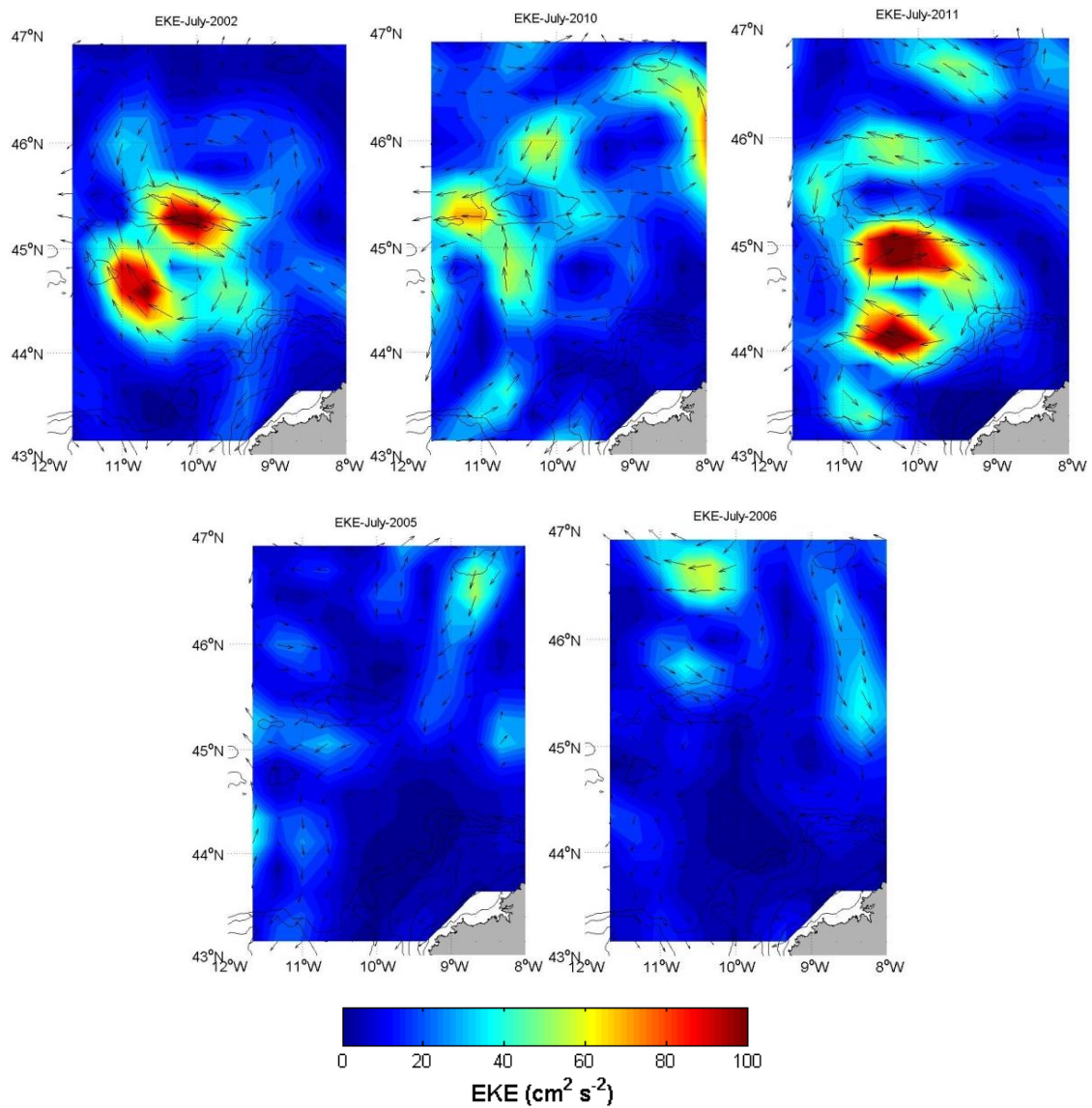


Figure 13. EKE (cm²/s²) and associated geostrophic currents (cm/s) in front of the Galician coast for the month of July: above, favourable years 2001 (on the left), 2010 (in the middle) and 2011 (on the right); below, unfavourable years 2005 (on the right) and 2006 (on the left).

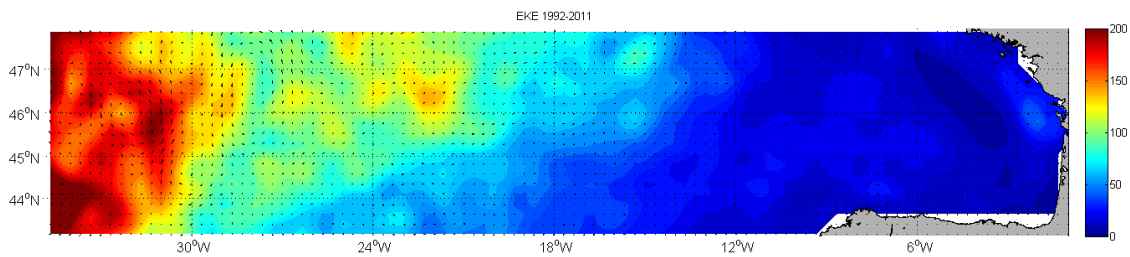


Figure 14. EKE (cm²/s²) and associated average geostrophic currents (cm/s) for the period 1992-2011.

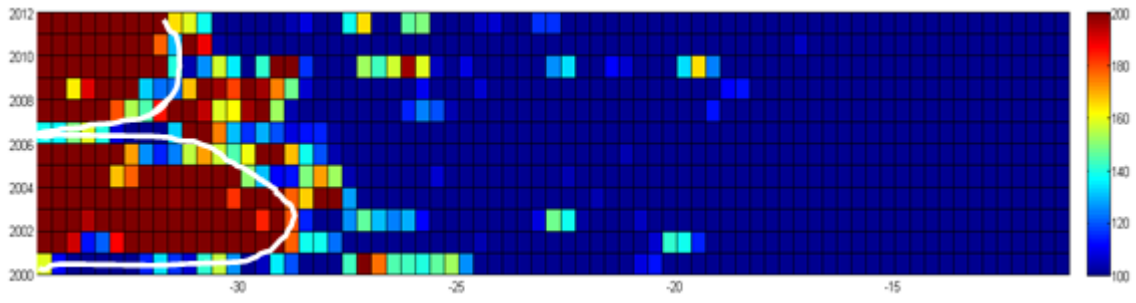


Figure 15. Interannual (2000-2011) and longitudinal variability of mean EKE (cm^2/s^2) for the month of July, out of the Bay of Biscay.

PRELIMINARY ANALYSIS FOR THE SOUTH ATLANTIC ALBACORE STOCK USING A NON-EQUILIBRIUM PRODUCTION MODEL

Takayuki Matsumoto¹, Laurie Kell², Haritz Arrizabalaga³ and Hidetada Kiyofuji¹

SUMMARY

A Stock-Production Model Incorporating Covariates (ASPIC), a non-equilibrium surplus-production model, was attempted for the stock assessment for the southern Atlantic Ocean, using the software package ASPIC ver. 5.34. The model configuration and fleet categorization are similar to those for 2011 stock assessment. Several CPUE indices used for the last assessment were not used based on decision at 2013 albacore data preparatory meeting. Four models, which were selected for final models at 2011 assessment, were examined. In general, all the models except for one predicted that at some stage in the recent past, the southern Albacore stock had been overfishing and had been overfished. In these cases, the fishing pressure appears to have eased in recent years, with a subsequent recovery in biomass. Based on the results of future projection, both fishing mortality and total biomass will recover to MSY level if future catch is same as or slightly (<10%) higher than current (2011) level.

RÉSUMÉ

Un modèle stock-production incorporant des covariances (ASPIC), un modèle de production excédentaire en conditions de non-équilibre, a été tenté pour l'évaluation du stock de germon de l'océan Atlantique Sud, en utilisant le logiciel ASPIC ver 5.34. La configuration du modèle et la catégorisation des flottilles sont similaires à celles de l'évaluation du stock de 2011. Plusieurs indices de CPUE utilisés dans la dernière évaluation n'ont pas été utilisés conformément à la décision prise lors de la réunion de préparation des données sur le germon de 2013. Quatre modèles, qui ont été sélectionnés comme modèles finaux à l'évaluation de 2011, ont été examinés. En règle générale, tous les modèles, sauf un, ont prédit qu'à un moment donné dans le passé récent, le stock de germon du Sud avait fait l'objet de surpêche et avait été surexploité. Dans ces cas, la pression de la pêche semble s'être atténuée au cours de ces dernières années, la biomasse s'étant rétablie par la suite. Sur la base des résultats de futures projections, la mortalité par pêche et la biomasse totale se rétabliront au niveau de la PME si les prises futures sont similaires ou légèrement supérieures (<10%) au niveau actuel (2011).

RESUMEN

Se probó un modelo de producción de stock que incorporaba covariables (ASPIC), un modelo de producción excedente en no equilibrio, para la evaluación de stock para el océano Atlántico sur, utilizando un paquete ASPIC versión 5.34. La configuración del modelo y la categorización de las flotas fueron similares a las de la evaluación de stock de 2011. Varios de los índices de CPUE utilizados en la última evaluación no se utilizaron basándose en las decisiones tomadas durante la Reunión de preparación de datos de atún blanco de 2013. Se examinaron cuatro modelos seleccionados para modelos finales en la evaluación de 2011. En general, todos los modelos, excepto uno, predijeron que en alguna etapa del pasado reciente, el stock de atún blanco del sur había sido objeto de sobrepesca y había estado sobrepescado. En estos casos, la presión pesquera parece haberse atenuado en años recientes, con la consiguiente recuperación de la biomasa. Basándose en los resultados de proyecciones futuras, la mortalidad por pesca y la biomasa total se recuperarán hasta el nivel de RMS si la captura futura se sitúa en el mismo nivel o en un nivel ligeramente superior (<10%) que el nivel actual (2011).

KEYWORDS

Stock assessment, mathematical model, yield predictions, albacore, catch/effort

¹ National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka-shi, 424-8633 Japan.

² ICCAT Secretariat. Corazón de María 8, Madrid Spain 28002.

³ AZTI - Tecnalia /Itsas Ikerketa Saila, Herrera Kaia Portualde z/g, 20110 Pasaia Gipuzkoa, Spain.

1 Introduction

At 2011 ICCAT albacore stock assessment meeting, stock assessment of south Atlantic albacore was held based on a Stock-Production Model Incorporating Covariates (ASPIC) and Bayesian Surplus Production (BSP) model. At that time the results of ASPIC analyses indicated that in many cases the stock was in the “red” zone of Kobe plot, and current catch was below MSY level. At 2013 ICCAT Atlantic albacore data preparatory meeting, the working group decided to use ASPIC and BSP for stock assessment of south Atlantic albacore held in June 2013. At that time the group also discussed which CPUE indices to use.

This paper provides preliminary results for ASPIC model version 5.34 (Prager 1992) applied to the albacore tuna stock in the southern Atlantic Ocean.

2 Model description and data input

2.1. Data

The model was fit to eight time series of catch (1956-2011) and four time series of CPUE (1959-2011) data covering 8 distinct fishing fleets. Fleet description (

Table 1) is similar to that used for ASPIC model at 2011 assessment (ICCAT 2012), and several fisheries, which were not included in the data for 2011 assessment, were added. In 2011, eight CPUE series were used. However, at 2013 ICCAT Atlantic albacore data preparatory meeting, the working group decided not to use indices for Japanese longline transition period (1970-1975), Brazilian longline and South African baitboat. **Table 2** and **Figure 1** show catch by fleet and **Table 3** and **Figure 2** show CPUE indices used for the models.

2.2. Structural assumptions of the model

Basically, the same models as those for 2011 assessment were examined. Both logistic (Schaefer) and FOX shape were used to fit the data. B_1/K was fixed to 0.9 based on decision at 2011 stock assessment meeting (ICCAT, 2012). Thus four scenarios (**Table 4**) were examined.

2.3. Future projection

Based on bootstrapping (500 times) of above four scenarios, future projections were conducted. Projection period is 10 years (2012-2021). Constant future catch with -40% to +40% (at 10% interval) of 2011 level (24,122 t) was assumed (**Table 5**). Catch for 2012 was assumed to be the same as 2011 level.

3 Result and discussion

Table 6 shows summary results of ASPIC runs. Estimation of MSY ranged 20 to 28 thousand tons, which was more or less 2011 catch (24 thousand tons). Estimation of r (intrinsic growth rate) differed depending on scenarios.

Model fits to the indices of abundance are similar among scenarios, and **Figure 3** shows an example (Run 02). CPUE fit was good except for fleet 2 (Japanese longline target period). The level of fishing mortality differed depending on scenarios, but the trends are similar; it increased up until 2001, and then decreased (**Figure 4**). **Figure 5** shows trends of B-ratio (B/B_{MSY}) and F-ratio (F/F_{MSY}) for each scenario, and **Figure 6** shows Kobe I plot. In the case of Run 02, 06 and 08, it appears that the stock had been overfishing and overfished during the last 10-20 years, but is recovering in recent year especially as for B-ratio, which has become almost MSY level. The results of Run 07 are much more pessimistic and the stock is not recovering in recent years. Confidence surface of the current level for Run 07 in the Kobe I plot seems strange.

Figure 7 and **Figure 8** show the trends of B-ratio and F-ratio, respectively, for the future projection. As for Run 02, both B-ratio and F-ratio were estimated to be almost MSY level in 2021 with 10% increase of current catch. As for Runs 06 and 08, both B-ratio and F-ratio were estimated to be almost MSY level if current catch level will be continued.

Table 7 and **Table 8** show Kobe II matrixes (risk assessment) based on future projections of four scenarios. As for both biomass and F, the risk of exceeding MSY level become higher if future catch is higher than 2011 level except for Run 07, which is much more pessimistic.

It seems that, in recent years, due to lower catch level (**Figure 1**), south Atlantic albacore stock shows sign of recovery, and will continue to recover if current catch level is continued. The results for Runs 02, 06 and 08 are comparatively similar, but Run 08 and Runs 02 and 06 are more optimistic as for biomass and F, respectively.

Of the four runs examined, the results of Run 07 seem to be not reasonable because fishing mortality and r are a bit too low and confidence surface of Kobe I plot appears strange. Therefore, Runs 02, 06 and 08, which have similar results, will be potential base cases.

References

- Anon. 2012b. Report of the 2011 ICCAT South Atlantic and Mediterranean Atlantic and Mediterranean Albacore Stock Assessment Session (*Madrid, Spain – July 25 to 29, 2011*). Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 68(2): 387-491.
- Anon. 2014. Report of the 2013 ICCAT North and South Atlantic Albacore Data Preparatory Meeting (*Madrid, Spain - April 22 to 26, 2013*). 67pp.
- Prager, M.H. 1992. ASPIC: A Surplus-Production Model Incorporating Covariates. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 28: 218-229.

Table 1. Fleet descriptions used in the ASPIC models in this study.

Fleet	Fleet 1	Fleet 2 (1956–1969) Fleet 3 (1970–1975) Fleet 4 (1976–2011)	Fleet 5	Fleet 6 (1956–1998) Fleet 7 (1999–2011)	Fleet 8
CPUE	Chinese Taipei (LL)	Japan (LL) None (1970-1975)	None	None	Uruguay (LL)
Catch	Chinese Taipei (LL) Korea (LL)	China (LL) E. C. Spain (LL) E. C. Portugal (LL) Japan (LL) Philippines (LL) St Vincent and Grenadier (LL) USA (LL) USSR (LL) Vanuatu (LL) Honduras (LL) Nei (LL) Côte D'Ivoire (LL) EU.United Kingdom (LL) Seychelles (LL) UK.Sta Helena (LL)	Brazil (LL, SU) Panama (LL) South Africa (LL, UN) Argentina (LL, TW, UN) Belize (LL) Cambodia (LL) Cuba (LL, UN) Namibia (LL)	Brazil (BB, GN, HL, PS, UN) E. C. Spain (PS) E. C. France (PS) E. C. Portugal (BB, PS) Japan (BB, PS) Namibia (BB) Korea (BB) Maroc (PS) Panama (PS) South Africa (BB, HL, PS, RR, SP) USA (PS) USSR (PS, SU) UK St Helena (BB, RR) Chinese Taipei (GN) Nei (PS) Netherlands (PS) Argentina (PS) Belize (PS) Cape Verde (PS) Curaçao (PS) Guatemala (PS)	Uruguay (LL)

Table 2. Catches (t) for each fleet listed in **Table 1**.

<i>Year</i>	<i>Fleet 1</i>	<i>Fleet 2</i>	<i>Fleet 3</i>	<i>Fleet 4</i>	<i>Fleet 5</i>	<i>Fleet 6</i>	<i>Fleet 7</i>	<i>Fleet 8</i>
1956		21						
1957		725						
1958		1,047						
1959		3,015			1,700			
1960		8,673			1,802			
1961		8,893			1,872			
1962		16,422			2,549			
1963		15,104			2,281			
1964	115	23,738			2,124	22		
1965	346	28,309			1,190			
1966	5,275	21,023			998			
1967	7,412	7,719			752			
1968	12,489	11,857			1,304	38		
1969	21,732	6,331			430			
1970	17,255		5,898		500			
1971	21,323		3,218		344			
1972	30,640		2,087		352	110		
1973	25,888		277		1,969	100		
1974	19,079		109		365	163		
1975	16,614		306		536	151		
1976	17,976			73	1,129	197		
1977	19,858			105	1,162	330		
1978	21,837			135	867	256		
1979	21,218			105	666	651		
1980	19,400			333	1,024	2,189		
1981	18,869			558	996	3,594		23
1982	23,363			569	1,114	4,391		235
1983	10,101			162	1,360	2,922		373
1984	8,237			224	1,061	4,551		526
1985	20,154			623	517	8,272		1,531
1986	27,913			739	1,263	7,111		262
1987	29,173			357	1,733	9,189		178
1988	20,926			405	816	7,926		100
1989	18,440			450	788	7,450		83
1990	20,461			587	638	6,973		55
1991	19,914			804	1,333	3,930		34
1992	23,068			1,001	3,374	9,089		31
1993	19,420			748	3,753	8,863		28
1994	22,576			923	1,684	10,100		16
1995	18,354			695	941	7,513		49
1996	18,974			785	1,165	7,426		75
1997	18,169			673	769	8,354		56
1998	16,113			487	3,098	10,787		110
1999	17,391			1,560	1,651		6,965	90
2000	17,239			3,041	4,027		6,989	90
2001	15,834			5,235	6,834		10,757	135
2002	17,321			1,142	3,097		10,074	111
2003	17,356			534	2,641		7,364	108
2004	13,325			703	606		7,789	120
2005	10,772			1,446	727		5,905	32
2006	12,359			2,247	3,041		6,712	93
2007	13,202			1,313	538		5,181	34
2008	10,054			2,633	478		5,640	53
2009	9,052			2,470	493		10,133	97
2010	11,105			1,693	649		5,721	24
2011	13,102			1,888	1,417		7,677	37

Table 3. Standardized CPUE series included in the ASPIC models.

Fleet represented	Fleet 1	Fleet 2	Fleet 3*	Fleet 4	Fleet 5	Fleet 6	Fleet 7	Fleet 8
CPUE series flag	Chinese Taipei LL	Japan LL1	Japan LL2	Japan LL3	(None)	(None)	(None)	Uruguay LL
1959		1.888						
1960		1.780						
1961		1.430						
1962		1.025						
1963		0.992						
1964		0.996						
1965		0.671						
1966		0.610						
1967	2.078	0.648						
1968	2.135	0.598						
1969	2.275	0.362	2.199					
1970	1.713		1.057					
1971	1.730		1.673					
1972	1.190		0.897					
1973	1.034		0.603					
1974	1.172		0.357					
1975	1.376		0.213	1.040				
1976	1.442			1.220				
1977	1.579			0.781				
1978	1.406			1.421				
1979	1.305			0.580				
1980	1.197			0.852				
1981	0.956			1.761				
1982	0.953			1.396				
1983	0.934			1.105				1.689
1984	1.051			1.143				1.459
1985	0.993			1.902				1.526
1986	0.977			2.212				1.509
1987	0.872			0.906				1.411
1988	0.627			0.649				1.467
1989	0.558			0.808				1.754
1990	0.597			1.111				1.148
1991	0.671			1.286				1.333
1992	0.798			0.707				0.884
1993	0.683			0.608				1.546
1994	0.869			0.878				0.690
1995	0.867			0.563				1.103
1996	0.922			0.614				1.511
1997	0.872			0.813				1.110
1998	0.753			0.793				1.532
1999	0.631			0.834				1.217
2000	0.583			1.435				0.970
2001	0.706			1.477				0.564
2002	0.570			0.950				0.455
2003	0.534			0.996				0.317
2004	0.650			1.067				0.229
2005	0.752			0.818				0.145
2006	0.574			0.438				0.561
2007	0.654			0.332				0.706
2008	0.679			0.691				0.531
2009	0.660			0.839				0.671
2010	0.749			1.039				0.589
2011	0.672			0.936				0.371

* Only for sensitivity analysis

Table 4. Details of model runs presented in this paper.

Run	Weight	B ₁ /K (fixed)	Model
2	Equal for all fleets	0.9	Logistic
6	Equal for all fleets	0.9	Fox
7	Weighted by catch	0.9	Logistic
8	Weighted by catch	0.9	Fox

Table 5. Amount of future catch (2013-2021) for ASPIC future projections.

Catch level compared with 2011 catch	-40%	-30%	-20%	-10%	2011 catch	+10%	+20%	+30%	+40%
Catch (t)	14,473	16,885	19,298	21,710	24,122	26,534	28,946	31,359	33,771

Table 6. Results of the ASPIC model runs with those of 2011 assessment.

Results								2011 results				
Mode l run	MSY (t)	FMS Y	BMSY (t)	B2012 / BMS Y	F2011 / FMS Y	K (t)	r	Mode l run	MSY (t)	FMS Y	B2009 / BMS Y	F2009 / FMS Y
Run2	28,06 0	0.301	93,330	0.813	1.076	186,70 0	0.6 0	Run2	27,39 0	0.248	0.624	1.342
Run6	25,66 0	0.199	128,80 0	0.861	1.098	350,00 0	0.2 0	Run6	25,65 0	0.204	0.762	1.180
Run7	20,16 0	0.052	390,30 0	0.695	1.704	780,70 0	0.1 0	Run7	23,63 0	0.072	0.931	1.038
Run8	24,25 0	0.127	191,30 0	0.950	1.047	520,00 0	0.1 3	Run8	24,85 0	0.095	1.204	0.765

Table 7. Kobe II risk matrix for TB ratio (probability of exceeding MSY level).

Run02

Year/catch level	Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
-40%	14,473	0.532	0.770	0.742	0.524	0.242	0.086	0.054	0.048	0.044	0.042	0.038
-30%	16,885	0.532	0.770	0.742	0.600	0.356	0.150	0.078	0.058	0.056	0.052	0.052
-20%	19,298	0.534	0.770	0.742	0.644	0.454	0.296	0.150	0.094	0.080	0.074	0.066
-10%	21,710	0.536	0.770	0.742	0.682	0.564	0.452	0.338	0.228	0.174	0.148	0.132
0%	24,122	0.540	0.770	0.742	0.750	0.768	0.764	0.762	0.764	0.762	0.752	0.722
10%	26,534	0.540	0.770	0.742	0.750	0.768	0.764	0.762	0.764	0.762	0.752	0.722
20%	28,946	0.584	0.776	0.746	0.794	0.826	0.870	0.898	0.918	0.934	0.942	0.954
30%	31,359	0.658	0.796	0.766	0.834	0.882	0.918	0.950	0.968	0.982	0.992	0.998
40%	33,771	0.790	0.842	0.814	0.868	0.918	0.952	0.970	0.988	0.994	0.996	0.998

Run06

Year/catch level	Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
-40%	14,473	0.556	0.754	0.754	0.624	0.444	0.228	0.088	0.014	0.004	0.002	0.002
-30%	16,885	0.556	0.754	0.754	0.658	0.518	0.362	0.204	0.094	0.020	0.010	0.008
-20%	19,298	0.556	0.754	0.754	0.690	0.612	0.496	0.382	0.250	0.160	0.082	0.042
-10%	21,710	0.556	0.754	0.754	0.728	0.684	0.646	0.564	0.512	0.434	0.354	0.274
0%	24,122	0.556	0.754	0.754	0.744	0.742	0.742	0.722	0.712	0.708	0.694	0.658
10%	26,534	0.556	0.754	0.754	0.762	0.792	0.812	0.828	0.844	0.862	0.876	0.892
20%	28,946	0.556	0.754	0.754	0.786	0.824	0.850	0.886	0.902	0.928	0.952	0.964
30%	31,359	0.556	0.754	0.754	0.808	0.840	0.890	0.926	0.944	0.964	0.974	0.982
40%	33,771	0.562	0.754	0.754	0.822	0.882	0.918	0.948	0.966	0.980	0.988	0.994

Run07

Year/catch level	Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
-40%	14,473	0.616	0.804	0.812	0.812	0.810	0.820	0.818	0.822	0.822	0.824	0.824
-30%	16,885	0.616	0.804	0.812	0.822	0.832	0.840	0.844	0.852	0.862	0.862	0.874
-20%	19,298	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998
-10%	21,710	0.616	0.804	0.812	0.826	0.836	0.848	0.852	0.860	0.866	0.884	0.894
0%	24,122	0.616	0.804	0.812	0.834	0.840	0.852	0.858	0.874	0.888	0.898	0.906
10%	26,534	0.616	0.804	0.812	0.834	0.848	0.858	0.870	0.884	0.900	0.910	0.926
20%	28,946	0.616	0.804	0.812	0.836	0.852	0.864	0.876	0.898	0.906	0.924	0.940
30%	31,359	0.616	0.804	0.812	0.840	0.852	0.868	0.888	0.904	0.916	0.938	0.952
40%	33,771	0.616	0.804	0.812	0.840	0.862	0.874	0.894	0.910	0.930	0.950	0.964

Run08

Year/catch level	Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
-40%	14,473	0.488	0.556	0.558	0.494	0.418	0.308	0.202	0.110	0.062	0.028	0.016
-30%	16,885	0.488	0.556	0.558	0.506	0.452	0.394	0.300	0.224	0.146	0.092	0.060
-20%	19,298	0.488	0.556	0.558	0.528	0.492	0.450	0.410	0.356	0.286	0.232	0.186
-10%	21,710	0.488	0.556	0.558	0.544	0.532	0.512	0.490	0.460	0.450	0.424	0.398
0%	24,122	0.488	0.556	0.558	0.564	0.566	0.568	0.568	0.580	0.586	0.588	0.590
10%	26,534	0.488	0.556	0.558	0.580	0.598	0.620	0.640	0.654	0.666	0.692	0.712
20%	28,946	0.488	0.556	0.558	0.592	0.634	0.656	0.686	0.710	0.742	0.780	0.818
30%	31,359	0.488	0.556	0.558	0.616	0.652	0.698	0.726	0.766	0.812	0.854	0.878
40%	33,771	0.488	0.556	0.558	0.632	0.678	0.718	0.766	0.816	0.862	0.888	0.912

Table 8. Kobe II risk matrix for F ratio (probability of exceeding MSY level).

Run02

Year/catch level	Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
-40%	14,473	0.532	0.564	0.012	0.004	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
-30%	16,885	0.532	0.564	0.028	0.006	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004
-20%	19,298	0.532	0.564	0.094	0.034	0.016	0.010	0.010	0.006	0.006	0.006	0.006
-10%	21,710	0.532	0.564	0.276	0.126	0.078	0.042	0.034	0.032	0.030	0.028	0.030
0%	24,122	0.532	0.564	0.686	0.678	0.684	0.678	0.638	0.632	0.628	0.622	0.602
10%	26,534	0.532	0.564	0.686	0.678	0.684	0.678	0.638	0.632	0.628	0.622	0.602
20%	28,946	0.532	0.564	0.812	0.842	0.878	0.904	0.922	0.932	0.946	0.962	0.974
30%	31,359	0.532	0.564	0.902	0.930	0.950	0.964	0.976	0.990	0.992	0.998	0.998
40%	33,771	0.532	0.564	0.932	0.956	0.970	0.986	0.992	0.994	0.998	0.998	0.998

Run06

Year/catch level	Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
-40%	14,473	0.552	0.668	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
-30%	16,885	0.552	0.668	0.044	0.006	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
-20%	19,298	0.552	0.668	0.212	0.108	0.036	0.006	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
-10%	21,710	0.552	0.668	0.456	0.384	0.290	0.208	0.146	0.096	0.048	0.028	0.016
0%	24,122	0.552	0.668	0.654	0.648	0.646	0.618	0.600	0.584	0.568	0.542	0.518
10%	26,534	0.552	0.668	0.792	0.816	0.828	0.840	0.860	0.874	0.890	0.902	0.918
20%	28,946	0.552	0.668	0.864	0.898	0.916	0.932	0.946	0.962	0.966	0.974	0.982
30%	31,359	0.552	0.668	0.922	0.944	0.956	0.968	0.980	0.986	0.990	0.996	0.996
40%	33,771	0.552	0.668	0.952	0.962	0.980	0.986	0.990	0.996	0.996	0.996	0.996

Run07

Year/catch level	Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
-40%	14,473	0.616	0.876	0.626	0.618	0.610	0.594	0.576	0.562	0.538	0.522	0.488
-30%	16,885	0.616	0.876	0.802	0.802	0.804	0.820	0.828	0.832	0.846	0.854	0.862
-20%	19,298	0.994	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998
-10%	21,710	0.616	0.876	0.856	0.862	0.866	0.874	0.886	0.896	0.900	0.910	0.920
0%	24,122	0.616	0.876	0.884	0.892	0.904	0.912	0.924	0.940	0.948	0.962	0.968
10%	26,534	0.616	0.876	0.920	0.926	0.940	0.954	0.960	0.966	0.980	0.984	0.986
20%	28,946	0.616	0.876	0.946	0.958	0.968	0.976	0.984	0.988	0.988	0.992	0.996
30%	31,359	0.616	0.876	0.968	0.980	0.986	0.988	0.992	0.992	0.996	0.996	0.996
40%	33,771	0.616	0.876	0.984	0.988	0.992	0.992	0.996	0.996	0.996	0.996	0.998

Run08

Year/catch level	Catch (t)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
-40%	14,473	0.492	0.552	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
-30%	16,885	0.492	0.552	0.062	0.028	0.010	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
-20%	19,298	0.492	0.552	0.204	0.150	0.098	0.068	0.040	0.022	0.010	0.002	0.000
-10%	21,710	0.492	0.552	0.412	0.382	0.350	0.308	0.264	0.238	0.208	0.180	0.142
0%	24,122	0.492	0.552	0.554	0.564	0.564	0.562	0.568	0.580	0.584	0.588	0.588
10%	26,534	0.492	0.552	0.672	0.694	0.704	0.712	0.730	0.744	0.770	0.794	0.818
20%	28,946	0.492	0.552	0.744	0.768	0.798	0.814	0.848	0.868	0.882	0.900	0.914
30%	31,359	0.492	0.552	0.810	0.846	0.866	0.882	0.902	0.922	0.940	0.950	0.958
40%	33,771	0.492	0.552	0.866	0.884	0.908	0.930	0.946	0.954	0.958	0.968	0.974

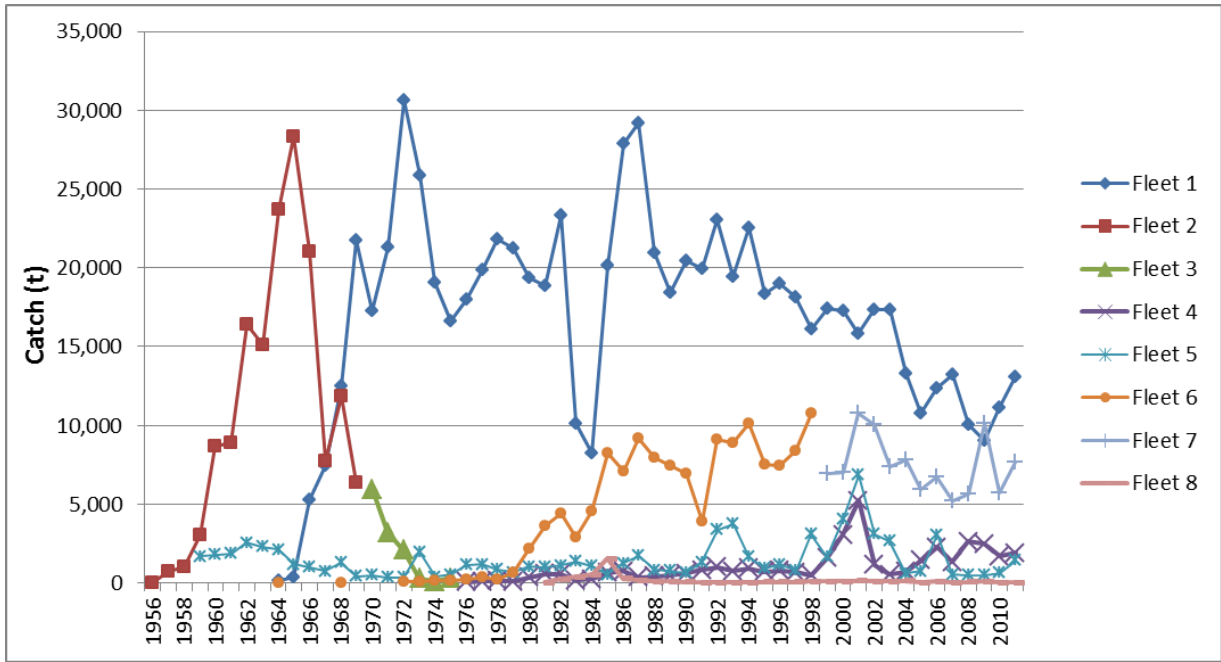


Figure 1. Annual trend of catch amount by fleet for ASPIC models.

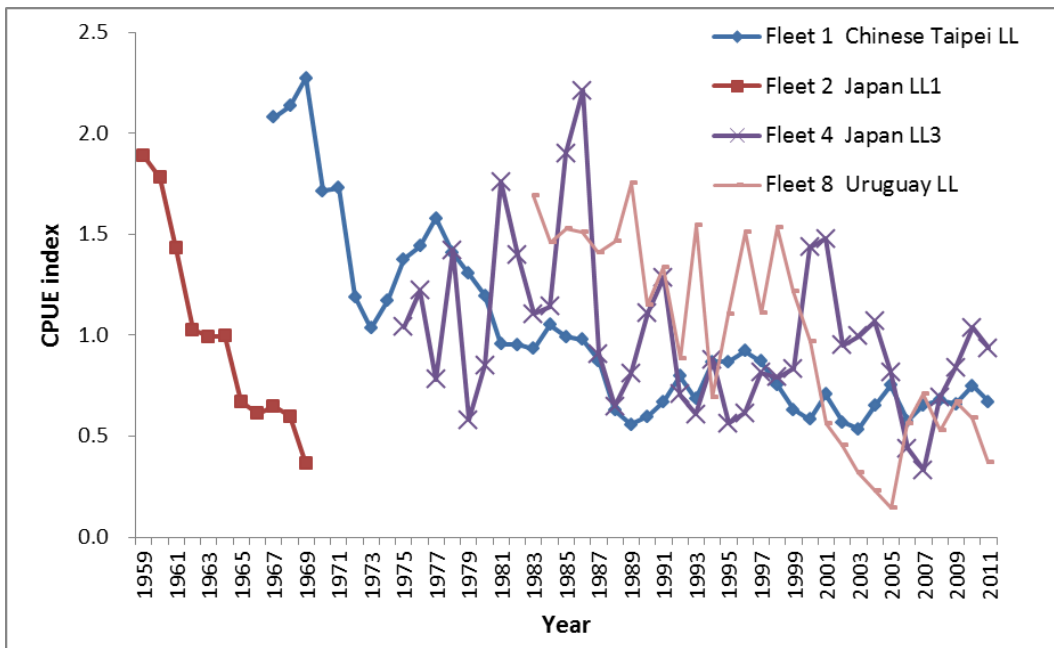


Figure 2. Annual trend of standardized CPUE included in the ASPIC models.

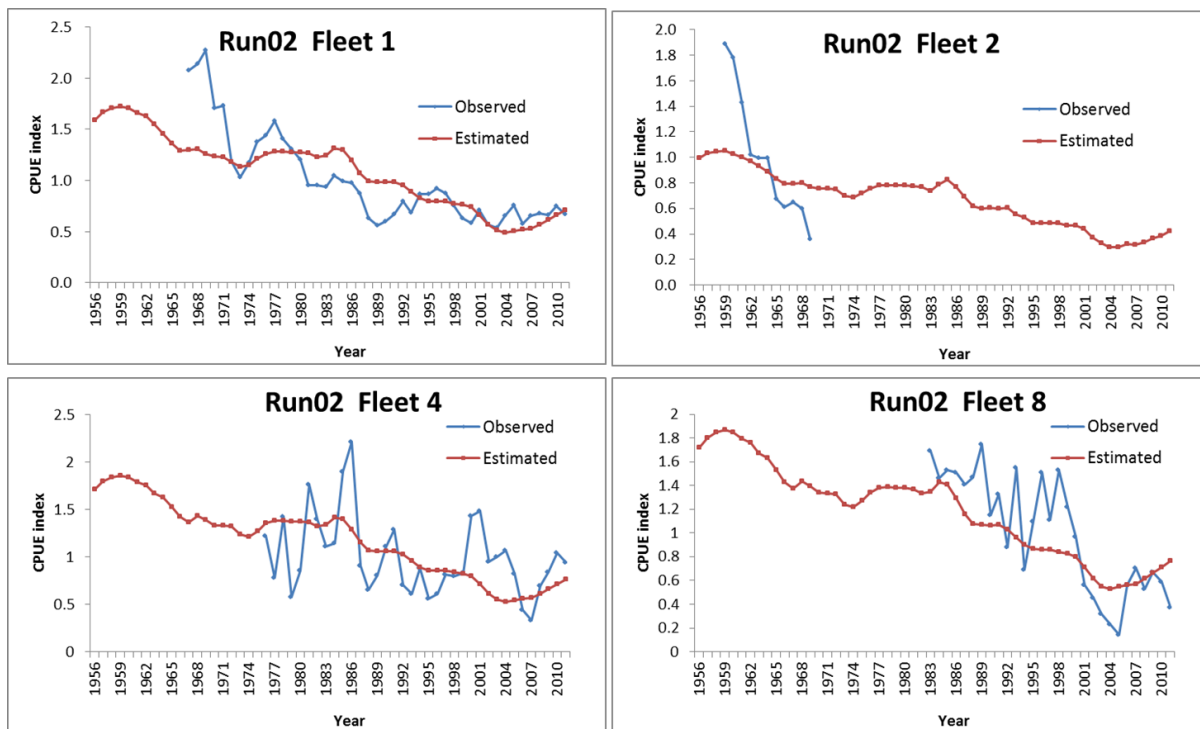


Figure 3. CPUE fit for ASPIC Run02.

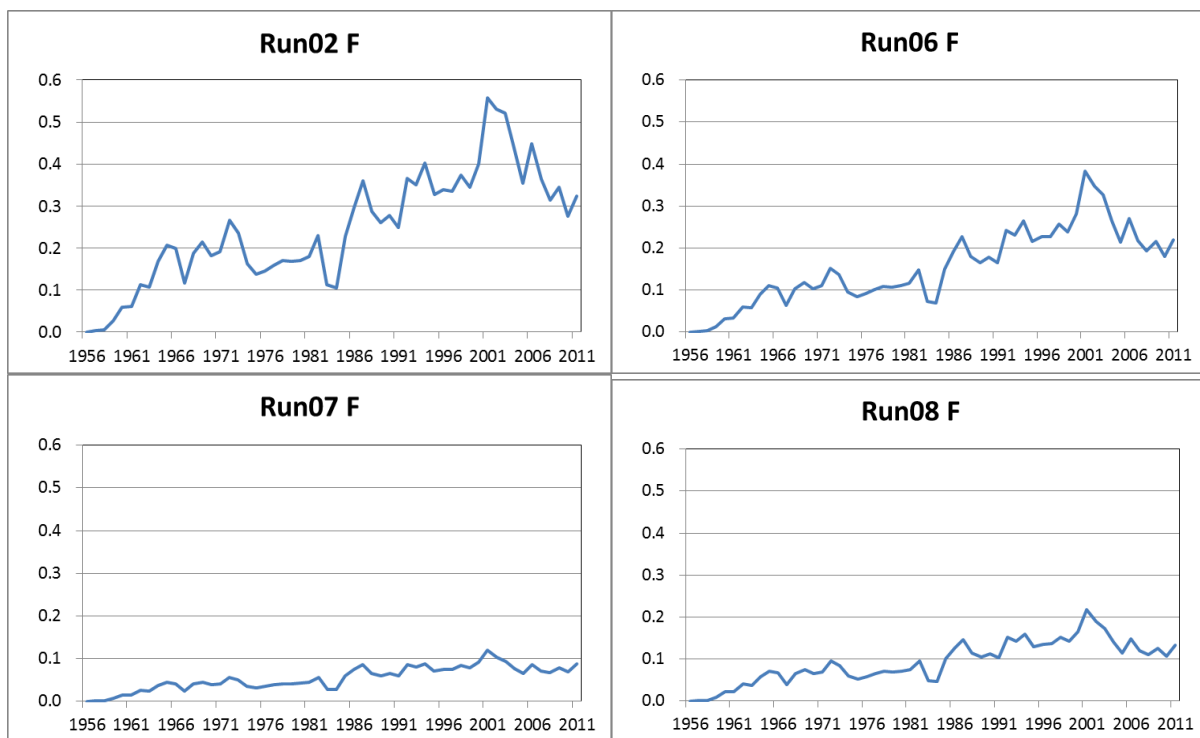


Figure 4. Trajectories of fishing mortality for 4 ASPIC runs.

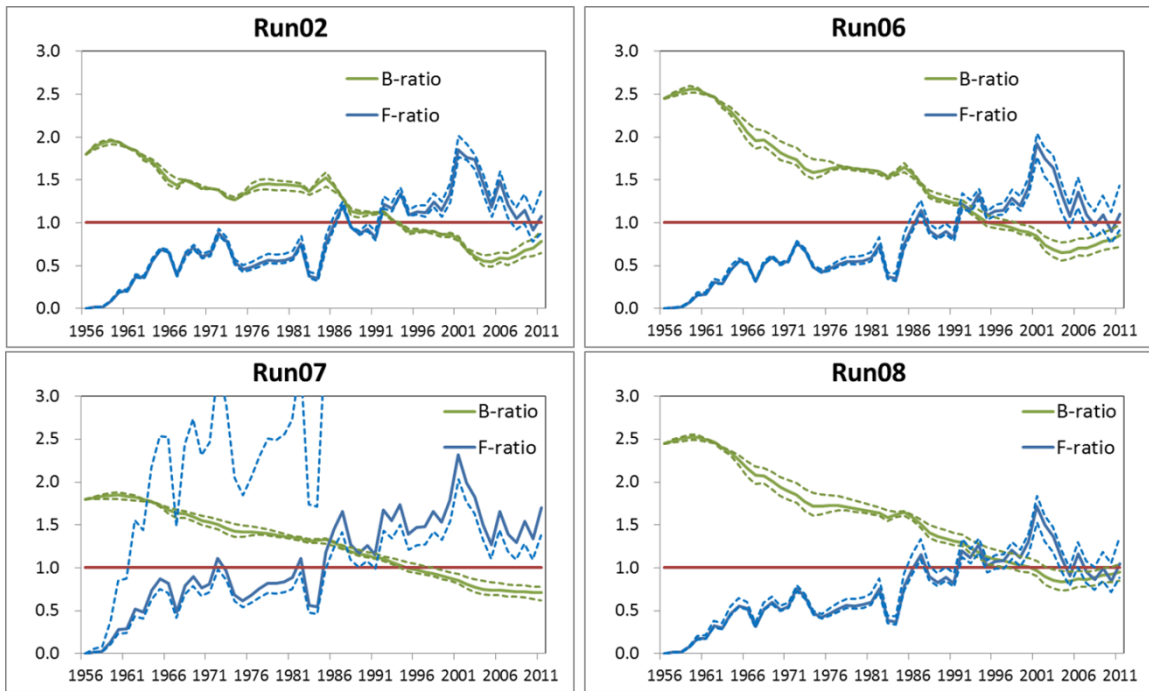


Figure 5. Trajectories of B-ratio (B/B_{MSY}) and F-ratio (F/F_{MSY}) with 80% confidence limits (dashed lines) for 4 ASPIC runs.

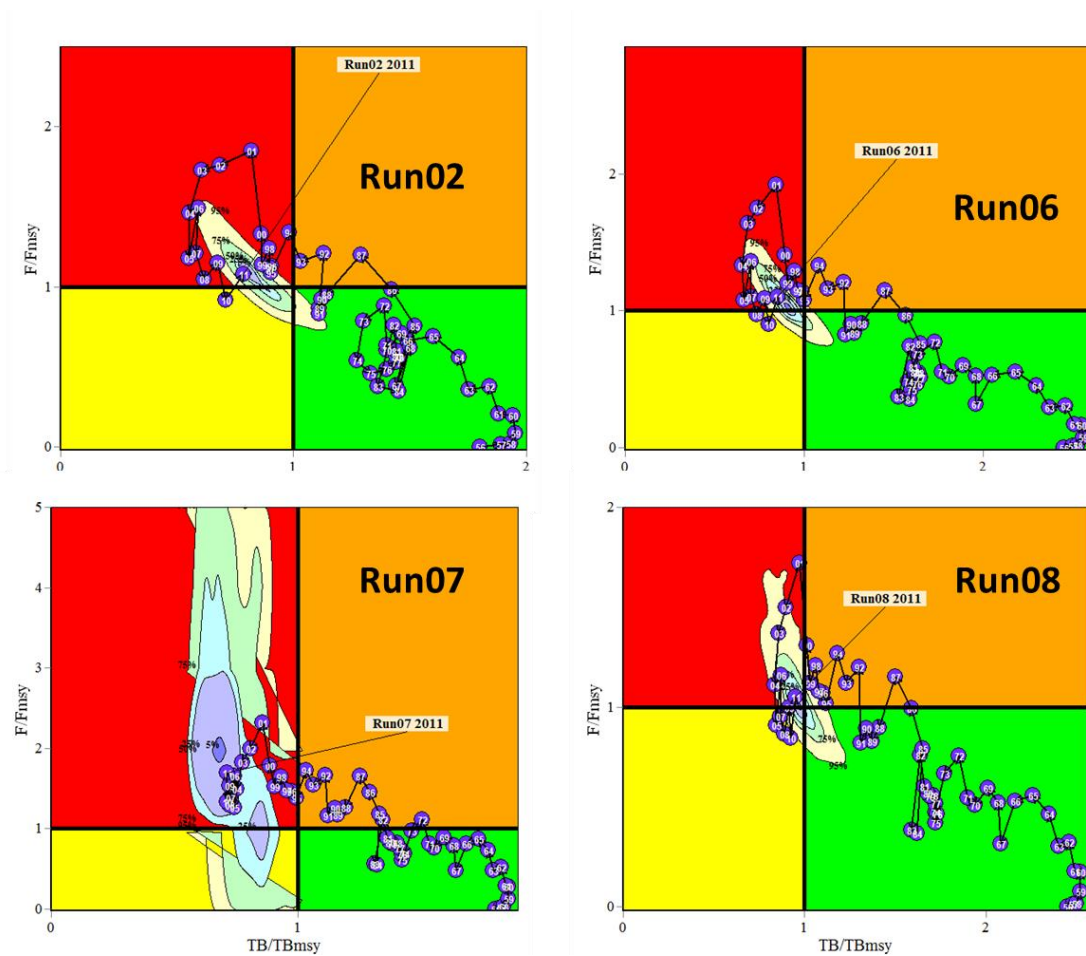


Figure 6. KobeI plot for 4 ASPIC runs.

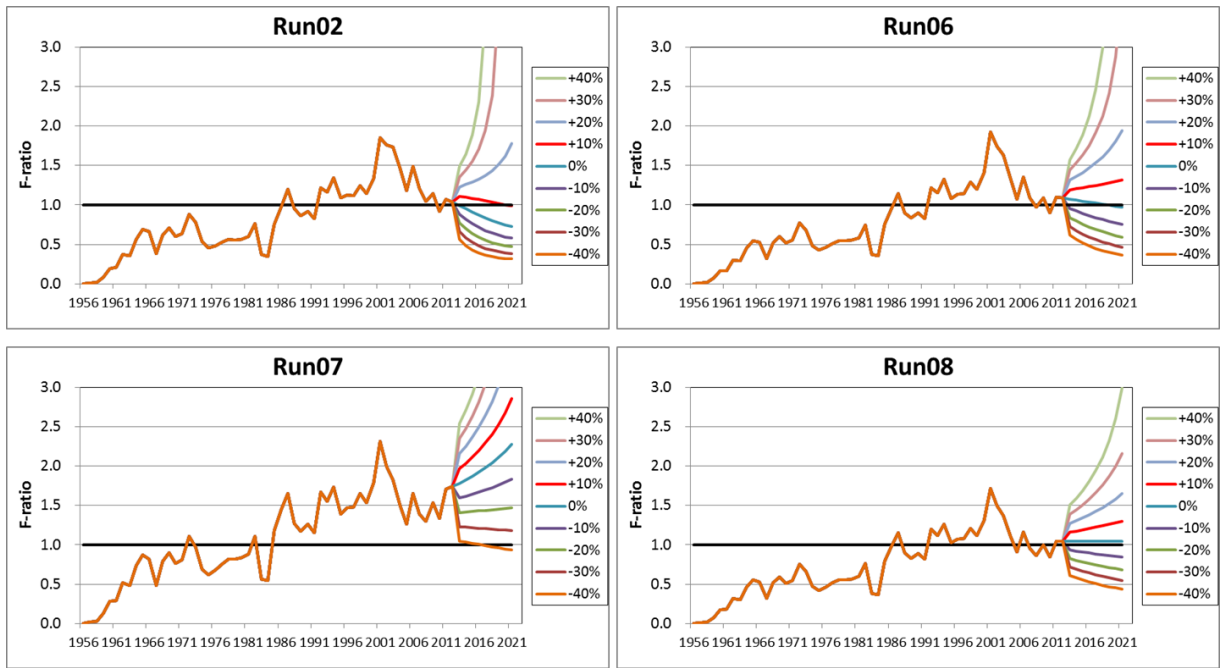


Figure 7. Future projection of F-ratio (F/F_{MSY}) for 4 ASPIC runs under constant catch.

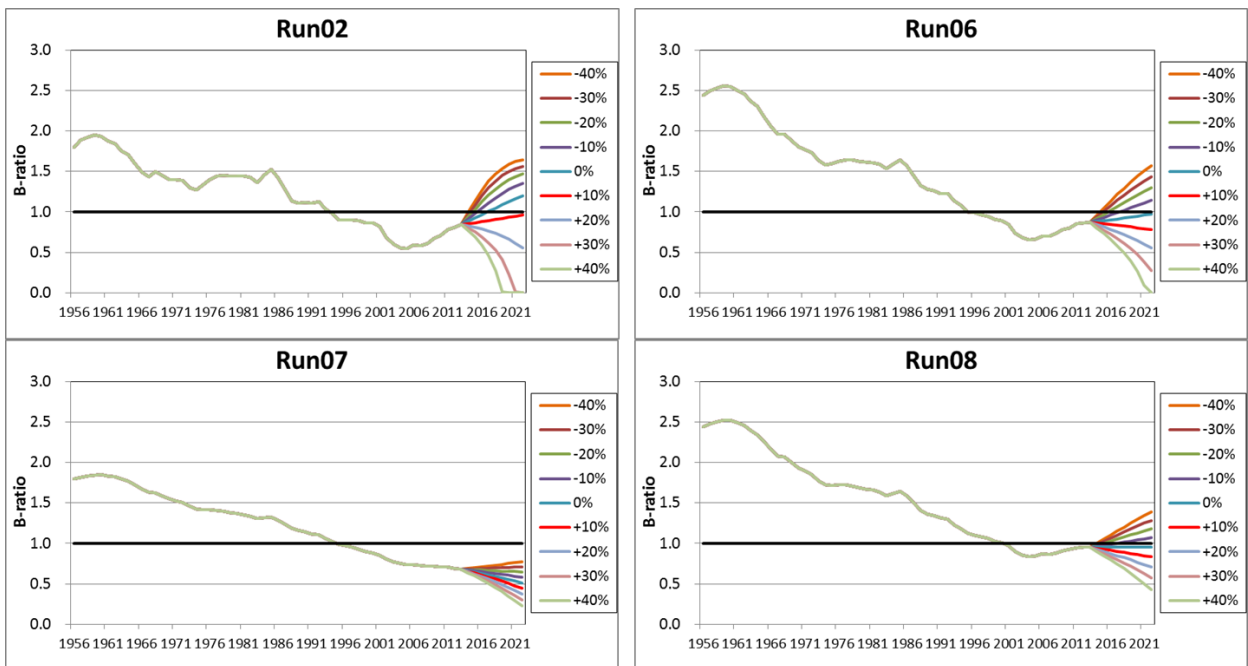


Figure 8. Future projection of B-ratio (B/B_{MSY}) for 4 ASPIC runs under constant catch.

LIKELIHOOD COMPONENT PROFILING AS A DATA EXPLORATORY TOOL FOR NORTH ATLANTIC ALBACORE

Laurence T. Kell¹, Paul De Bruyn¹, M. Maunder², y, K. Piner² and y, I. G. Taylor³

SUMMARY

We use likelihood profiling by data component, i.e. for each catch per unit effort (CPUE) series as a data exploratory tool. The approach allows the information on key parameters in each time series to be evaluated.

RÉSUMÉ

Nous avons recours au profilage des vraisemblances par élément des données, c.-à-d. pour chaque série de capture par unité d'effort (CPUE) comme outil d'exploration des données. L'approche permet d'évaluer l'information sur les paramètres fondamentaux dans chaque série temporelle.

RESUMEN

Se usan los perfiles de verosimilitud por componente de datos, es decir, para cada serie de captura por unidad de esfuerzo (CPUE) como herramienta exploratoria de datos. El enfoque permite evaluar la información sobre los parámetros clave en cada serie temporal.

KEYWORDS

Biomass Dynamic, Diagnostics, Stock Assessment

1. Introduction

Biomass dynamic models are widely used in ICCAT for stock assessment and advice, parameters are estimated by fitting to time series of total catch and standardised catch per unit effort (CPUE) from fisheries. The later are assumed to track stock abundance. However it is not uncommon for such indices to contain sufficient information to estimate both parameters. Also indices may be conflicting and fitting therefore may involve weighted averages of contradictory CPUE data. This generally produces parameter estimates intermediate than would be obtained from the data sets individually (Schnute and Hilborn, 1993), who point out that the most likely parameter values are not intermediary to conflicting values; instead, they occur at one of the apparent extremes. We therefore use the ASPIC biomass model to explore uncertainty due to contradictory trends in time series of catch per unit effort (CPUE). We do this by calculating likelihood profiles for the parameter K (carrying capacity or unfished biomass B₀) and MSY (maximum sustainable yield).

Parameterisation of the assessment model in terms of MSY and K is preferred to r and K since providing management advice requires management target and limit reference points and this way uncertainty in the reference points can be evaluated directly.

2. Materials and Methods

We use Piner Plots which show the likelihoods of the different data components for a profiled parameter. This allow an evaluation of what data series are affecting the parameter estimates

¹ ICCAT Secretariat, C/Corazón de María, 8. 28002 Madrid, Spain; Laurie.Kell@iccat.int; Phone: +34 914 165 600

² Inter-American Tropical Tuna Commission, 8901 La Jolla Shores Drive, La Jolla CA 92037-1508, USA.

³ NOAA Fisheries, Northwest Fisheries Science Center, Seattle, WA, USA.

2.1. Data

The data are from the North Atlantic Albacore assessment (SCRS/2013/016), and comprise 4 long line CPUE time series one from Chinese-Taipei and the Japanese longline split into 3 periods to reflect changes in targeting.

2.2. Assessment Model

The assessment model used was ASPIC, which assumes that population dynamics are determined by a surplus production function e.g. Pella and Tomlinson (1969). The biomass 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).

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.

2.3 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

The CPUE series are plotted in **Figure 1**. For each series the likelihood components and the combined likelihood (Total) are plotted for profiles of K and MSY in **Figures 2 and 4** on the same scale and scaled separately for each CPUE series in **Figures 3 and 5**.

For K the solution from the model using all indices equally weighted is intermediate between the series specific indices. For Chinese-Taipei and the Japanese II series no maximum is seen in the range profiled, the SS is increasing with K. While for the Japanese I and III series a lower value of K is more likely than the estimate using all series combined. In all cases the solution (using all series equally weighted) is intermediate to the individual estimates.

For MSY the picture is more complicated. For the Japanese series the estimates of MSY are similar, but the profiles are not symmetric. For I and III the profiles suggests that a lower value is more likely than a larger value, while II suggests a larger value is more likely. For the Chinese-Taipei series there is no maximum but a low value is more likely. The profile for Japanese II shows two maxima.

The residuals for selected fits (red points of **Figures 2, 4, 3 and 5**) are plotted in **Figures 6 and 7**.

4. Discussion

Actions to deal with conflicting trends are to down weight data that in the opinion of the stock assessors are not representative of stock trends or to run several scenarios then combine these in the Kobe advice plots.

The approach can also be used with stock assessment methods that use more data, e.g. Stock Synthesis that can use size composition data. However, the approach would be similar to identify what sources of data are influencing parameter estimates and derived quantities such as the stock relative to B_{MSY} benchmarks.

Bibliography

- 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.
- S. Martell, W. Pine III, and C. Walters. A management oriented approach to age-structured stock assessments. *Can. J. Fish. Aquat. Sci*, 20, 2007.
- Pella, J. and Tomlinson, P. (1969). A generalized stock production model. Inter-American Tropical Tuna Commission.
- J. T. Schnute and R. Hilborn. Analysis of contradictory data sources in fish stock assessment. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 50(9):1916{1923, 1993.

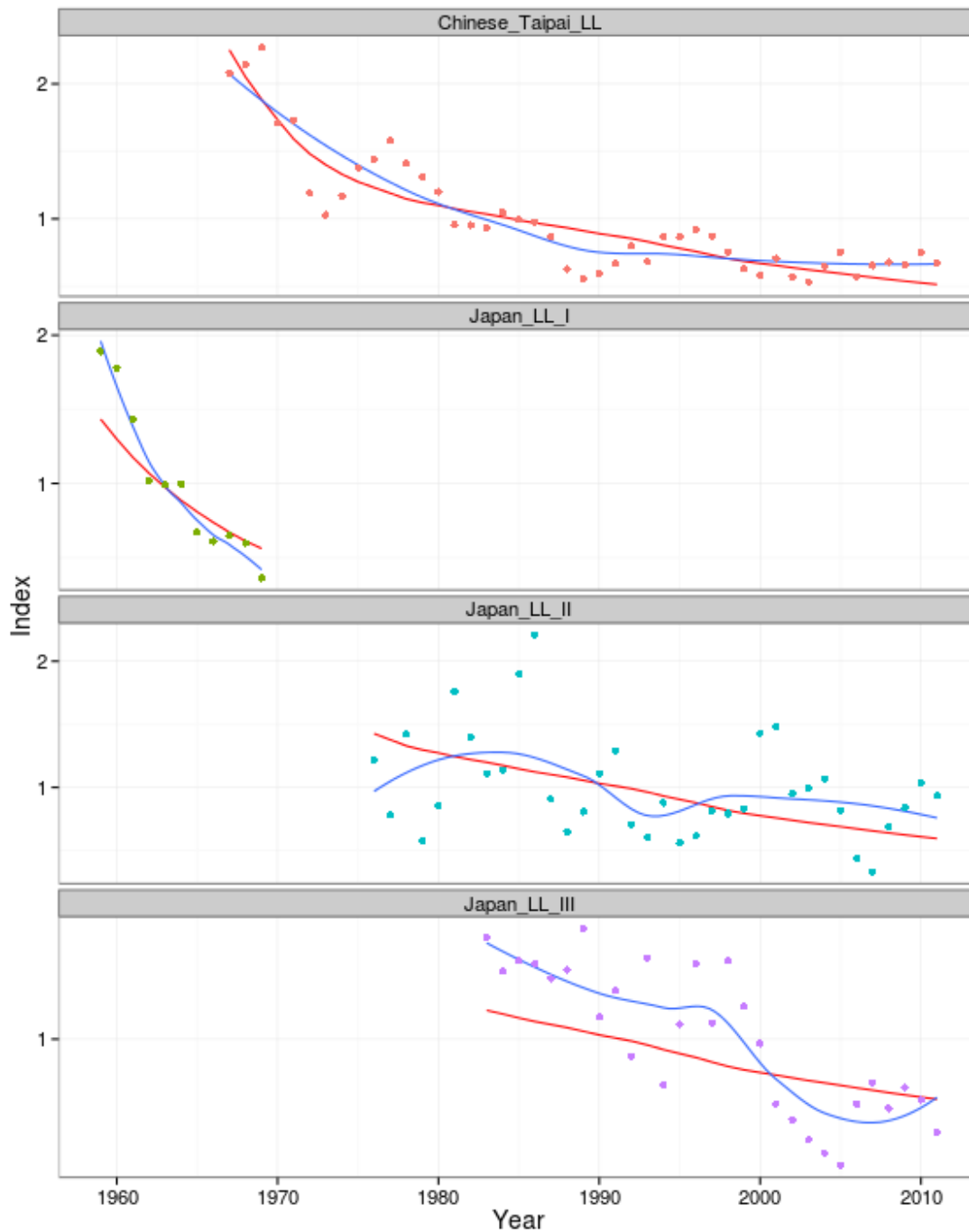


Figure 1. Plot of indices of abundance, points are the observed index values and the blue a loess fit to the points by index. The red line is GAM fitted to $\log(\text{year})$ and fleet.

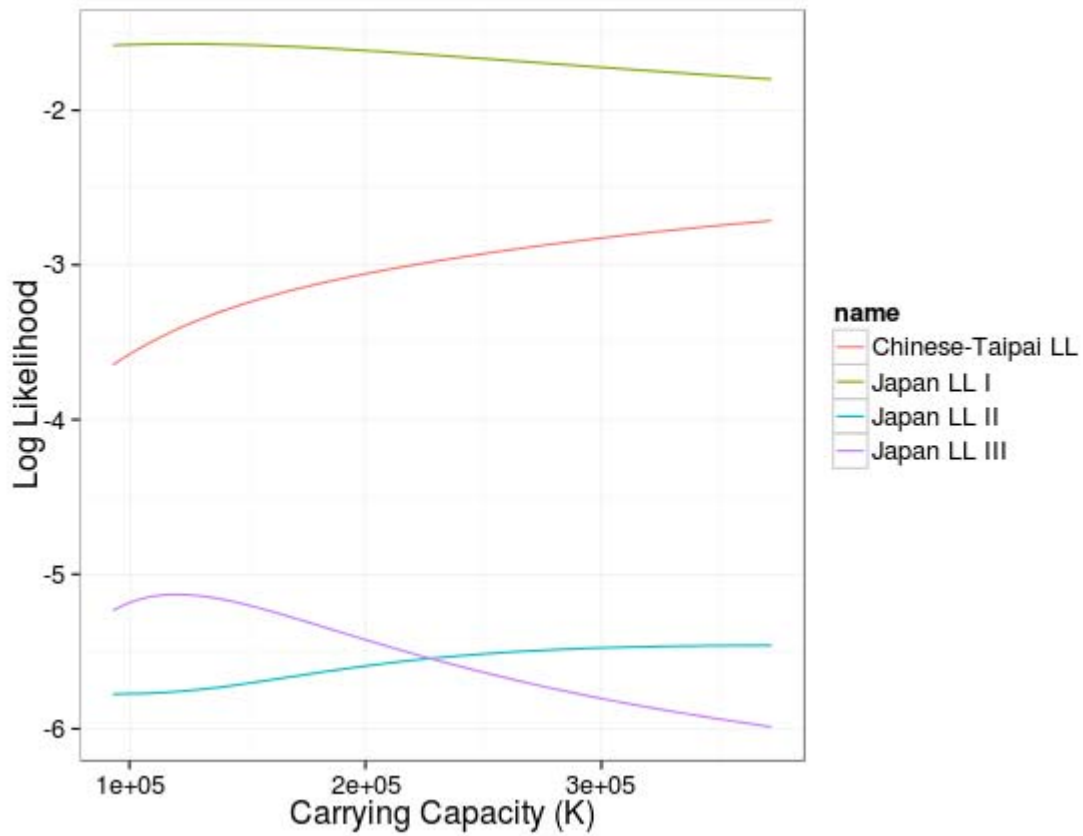


Figure 2. K likelihood profiles s by CPUE series and all components combined (Total) for K.

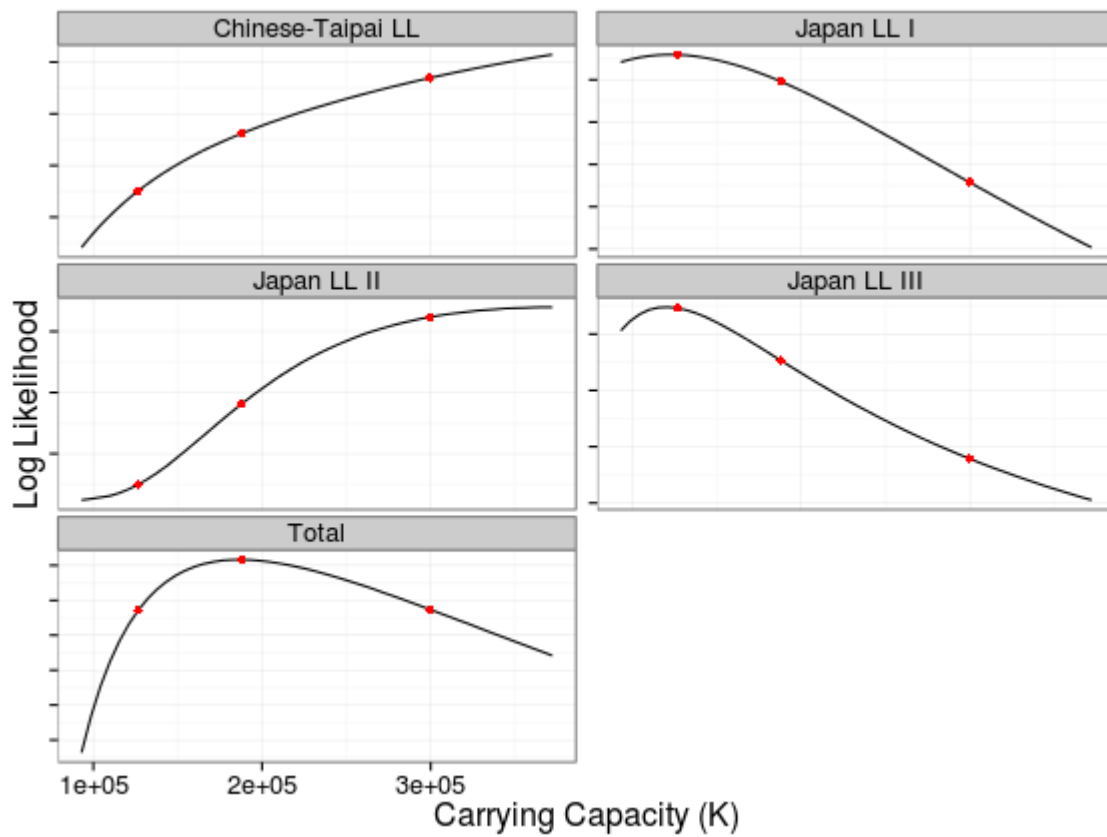


Figure 3. K likelihood profiles by CPUE series and all components combined (Total) for K.

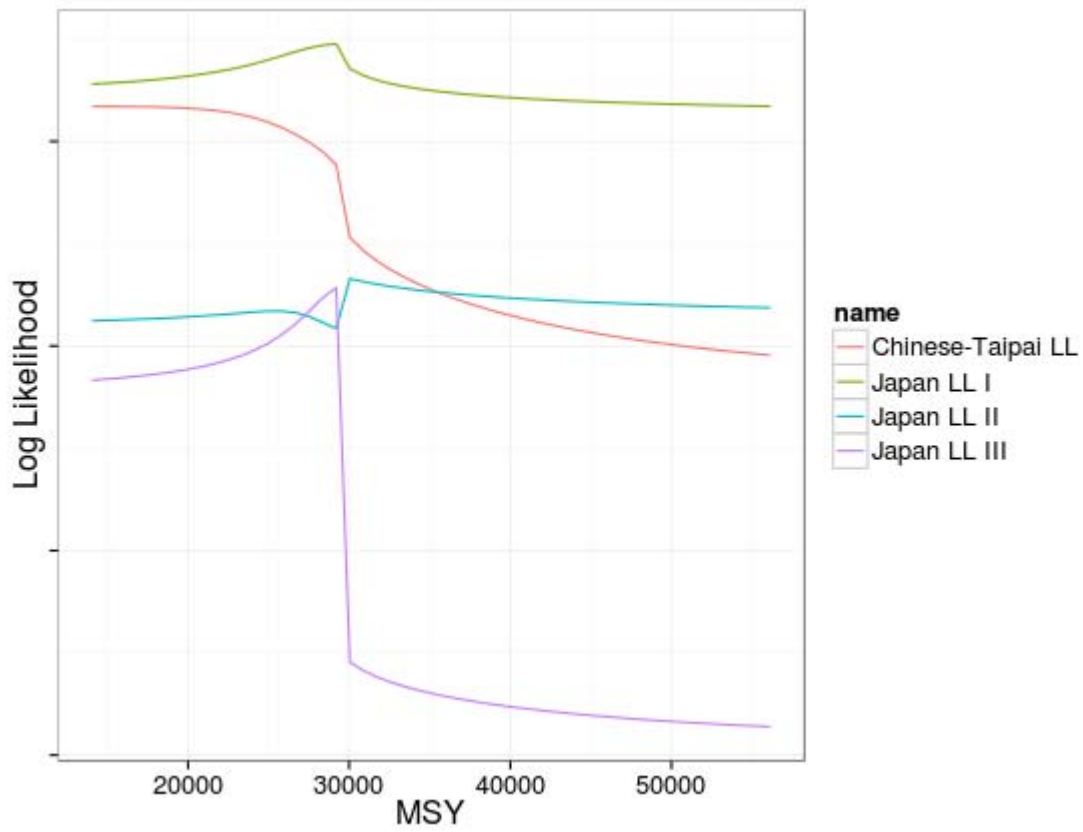


Figure 4. MSY likelihood profiles s by CPUE series and all components combined (Total) for MSY

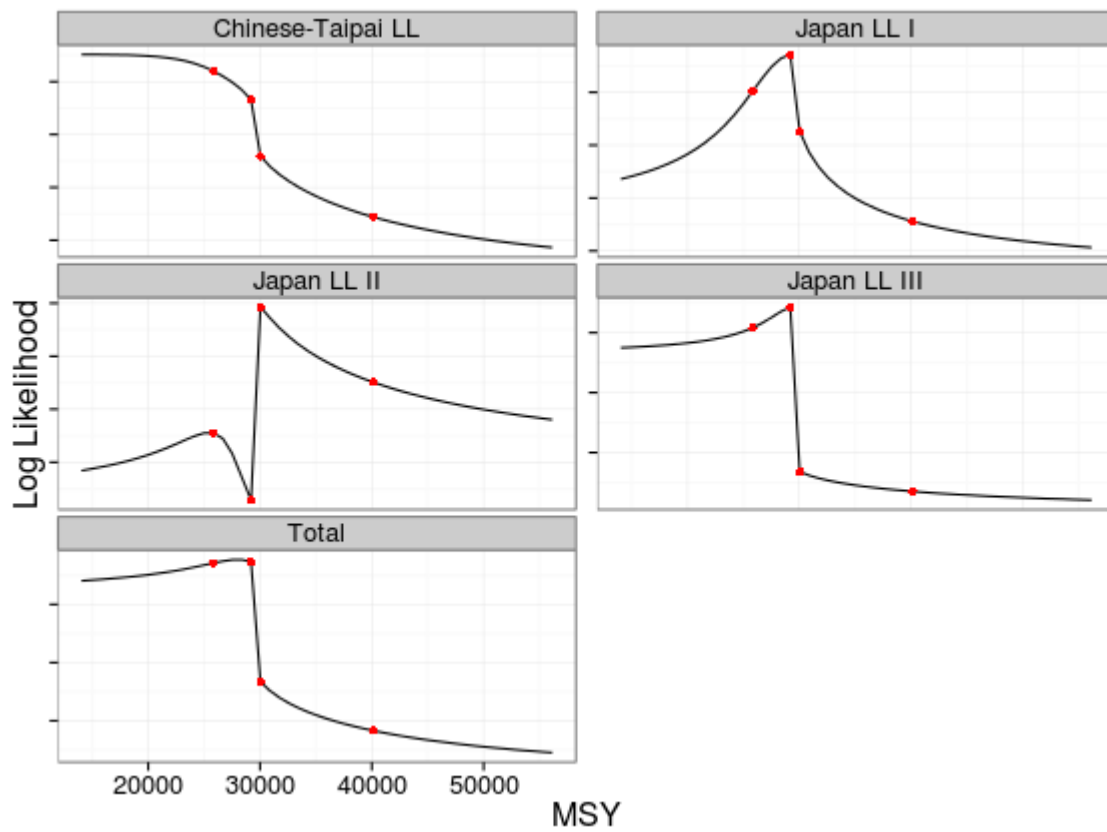


Figure 5. MSY likelihood profiles s by CPUE series and all components combined (Total) for MSY

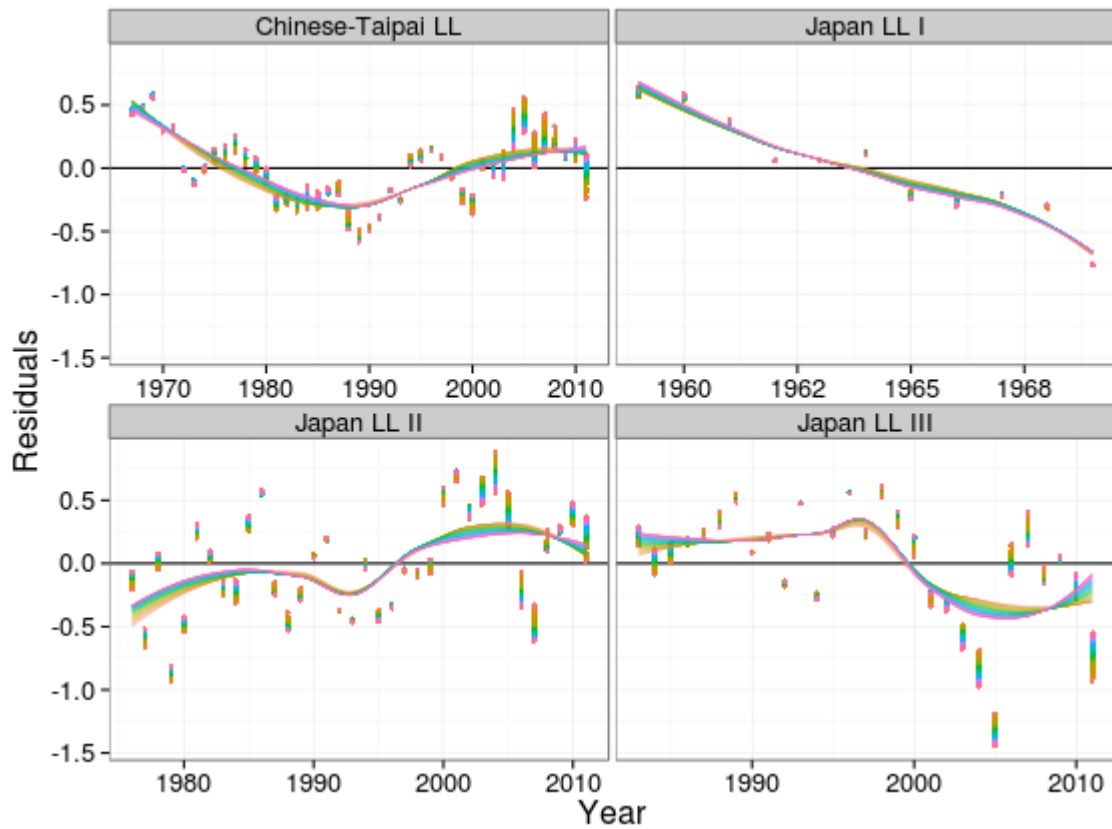


Figure 6. Residuals for K profiling by CPUE series (panel) and assumed value of K (colour), with a lowess smoother to identify systematic patterns.

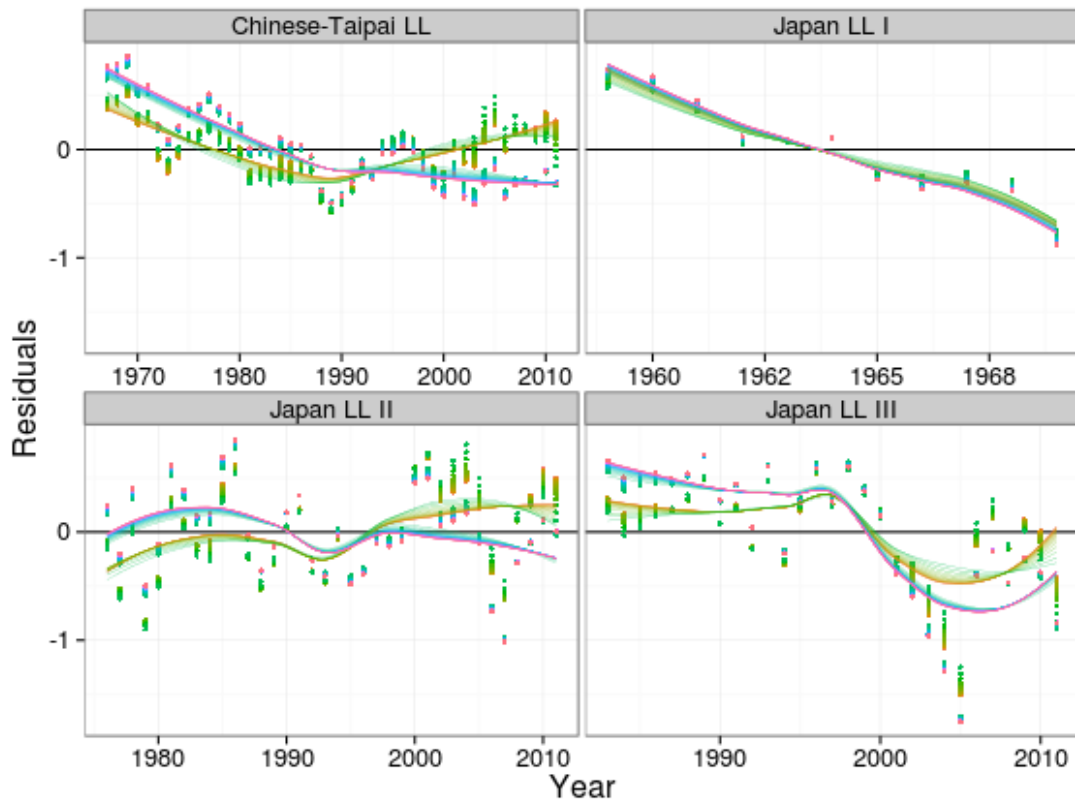


Figure 7. Residuals for MSY profiling by CPUE series (panel) and assumed value of K (colour), with a lowess smoother to identify systematic patterns

A FRAMEWORK FOR PROMOTING DIALOGUE ON PARAMETERIZING A HARVEST CONTROL RULE WITH LIMIT AND TARGET REFERENCE POINTS FOR NORTH ATLANTIC ALBACORE

Gerald P. Scott¹, Gorka Merino², Haritz Arrizabalaga², Hilario Murua²,
Josu Santiago¹ and Victor R. Restrepo³

SUMMARY

A framework for promoting dialogue between SCRS and the Commission is proposed for advancing the application of a Harvest Control Rules consistent with the Commission's decision making framework for development and application of conservation and management measures. A provisional example is provided for northern Albacore, although the methods could be more broadly applied across the range of stocks for which quantitative stock assessments have been conducted and Kobe 2 Strategy matrices provided.

RÉSUMÉ

Un cadre visant à encourager le dialogue entre le SCRS et la Commission est proposé en vue de faire avancer l'application des normes de contrôle de la ponction conformément au cadre de prise de décision de la Commission pour le développement et l'application des mesures de conservation et de gestion. Un exemple est fourni à titre provisoire pour le germon du Nord, bien que les méthodes puissent être plus largement appliquées à une gamme de stocks pour lesquels des évaluations quantitatives des stocks ont été réalisées et des matrices de stratégie de Kobe 2 ont été fournies.

RESUMEN

Se propone un marco para propiciar el diálogo entre el SCRS y la Comisión para avanzar en la aplicación de normas de control de la captura de un modo coherente con el marco de toma de decisiones de la Comisión para el desarrollo y aplicación de las medidas de conservación y ordenación. Se presenta un ejemplo provisional para el atún blanco del norte, aunque los métodos podrían aplicarse más ampliamente a la gama de stocks para los que se han realizado evaluaciones de stock cuantitativas y para los que se han proporcionado matrices de estrategia de Kobe.

KEYWORDS

Albacore, northern stock, Harvest Control Rule, Precautionary Approach

Introduction

In line with the Kobe discussions and a “Best Practice” identified by several groups (e.g. DeBruyn *et.al.* 2011, Lodge *et.al.* 2008) and consistent with prior SCRS advice (see, SCRS 2011, for example) the Commission has embraced the application of a precautionary decision framework for development and application of conservation and management measures. This framework is specified in the Recommendation by ICCAT on the principles of decision making for ICCAT conservation and management measures [Rec. 11-13], in which the guiding principles for adoption of management measures, based on scientific stock status evaluations and which considers uncertainties in those evaluations, have been agreed. Paraphrasing, these guiding principles, outlined in **Figure 1**, are:

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.

¹ AZTI Tecnalia, Txatxarramendi Ugarteia z/g Sukarrieta, Bizkaia, Spain.

² AZTI Tecnalia, Herrera Kaia, Portu aldea z/g, E-20110 Pasaia, Gipuzkoa, Spain.

³ International Seafood Sustainability Foundation, 805 15th Street NW, Suite 650, Washington D.C. 20005 United States.

2. For stocks that are in the upper right yellow quadrant of the Kobe plot, 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, 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, the Commission shall adopt management measures designed to rebuild these stocks in **as short a period as possible**.

In combination, these guiding principles provide a basis for design of Harvest Control Rules (HCRs) and SCRS has recommended a generic HCR framework (SCRS 2011, see **Figure 1**), upon which stock-specific robustness testing can and will be conducted. Indeed, SCRS has initiated work on conduct of Management Strategy Evaluations (MSE) for several species in support of identifying HCRs that are robust to a large range of scientific uncertainties (*e.g.* SCRS/2013/33) and consistent with the above principles.

It is useful to recognize that identification of HCRs that are robust to uncertainty and consistent with the principles agreed is a functional responsibility of SCRS, but that the specific parameterization of the decision framework elements identified in bold, above, are policy selections that require further choice by the Commission. That is to say, in order to identify a specific HCR parameterization to apply to a given stock, a dialogue between SCRS and the Commission is required in order to identify these specific policy elements on a stock-by-stock basis. This dialogue needs to focus on the critical policy elements of the decision framework which relate to defining the terms “high probability” and “as short a period as possible”, noted in bold text above. The objective of this paper is to provide a framework for initiating this dialogue using an example case loosely based on northern Atlantic Albacore as an example and to offer some guidance from other arenas that deal with similar policy decision points.

How High is “High Probability”?

This question posed relates to how sure the Commission wishes to be in achieving the goals laid out in the decision framework [Rec. 11-13]. In recent ICCAT management measures, focus has been on probabilities of 50% or greater for achieving stock size consistent with the Convention Objectives over different time-frames, depending on the stocks in question (*e.g.*, achieving B_{MSY} , with at least 60% probability in a period of 15 years for eastern BFT; maintaining B_{MSY} , with greater than 50% probability for North Atlantic swordfish). In most situations a ‘flip of the coin’ probability (success as likely as failure) would not be considered high probability. In statistical hypothesis testing, one convention often applied is 95% probability (5% chance of rejecting a true hypothesis), mainly to gain confidence that the effect being tested is extremely likely not to be accepted as significant due to random chance.

Unfortunately, our scientific ability to fully characterize uncertainty in stock status is limited by many factors, including the amount and quality of available data for monitoring stock status and deviations from the modeled process for approximating fishery and fish population dynamics. One consequence of this is that we have less confidence that the extreme tails of the uncertainty distributions estimated are accurate representations of the actual chance of failure (see, for instance, Gavaris *et.al.* 2000). While scientific efforts are underway to advance the modeling and estimation methods for more fully quantifying uncertainty in assessments, current best practice involves providing advice on the basis of that uncertainty which can be quantified.

Several examples from outside ICCAT, based on fisheries management and on climate change science, are summarized below to provide additional guidance on addressing this policy question. In the context of work undertaken by the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), standard terms to define levels of confidence related to uncertainties in forecasts made by the IPCC have been developed. The terminology is shown in **Table 1**.

Another example where this issue is taken on is held within the Canadian Sustainable Fisheries decision making framework (see <http://www.dfo-mpo.gc.ca/fm-gp/peches-fisheries/fish-ren-peche/sff-cpd/precaution-eng.htm>), which makes use of risk of decline categorizations shown in **Table 2**.

Still another example comes from the scoring system applied by the Marine Stewardship Council (MSC, available at: <http://www.msc.org>) for purposes of certifications. The MSC system equates “high probability” at

somewhat different levels depending on the situation and context in which scoring is being made. This implies the possibility for some scope in applying different definitions depending on each of the 4 decision framework elements in [Rec. 11-13]. The MSC probability categorization scheme is summarized in **Table 3**.

In these categorization schemes, the term “high probability”, “high confidence”, or “highly likely” would roughly correspond to probability levels of 70% or greater and most certainly correspond to levels above a flip of the coin. It is noteworthy that a ‘flip of the coin’ (*i.e.* ~50%) probability is more typically taken for target levels while limits such as F_{MSY} in the decision framework [Rec. 11-13] are to be avoided with “high probability” which could correspond to levels substantially above 50%. A probability categorization scheme taken on by the Commission would be useful in eliciting parameters for HCRs to apply to ALB or other stocks and which should be discussed with the Commission.

How Long is “As Short As Possible”?

As indicated, another policy choice needed for parameterizing an HCR for north Atlantic albacore or other stocks is addressing the issues about time-frame for achieving the goals set out in the decision framework of [Rec. 11-13]. There are 2 distinct elements in this: one that relates to fishing mortality rate and the other to stock biomass levels.

The first (F) can have a near instantaneous change due to management intervention, while the second (B) depends on the life-history characteristics of the stock in question as well as the relative status of biomass and the Commission’s weighing of the trade-offs related to tolerable risks of failure in achieving goals over what period of time to achieve them. In paraphrasing the ICCAT decision framework [Rec. 11-13], an important phrase was left out of the elements listed above related to time-frames, which is “as short a period as possible, taking into account, inter alia, the biology of the stock and SCRS advice.” This underlined phrase inherently acknowledges the second element noted, that change in relative stock status depends on the underlying stock productivity as well as the distance the stock is from its target level. At best, the time required for a stock to grow to a level consistent with the Convention Objectives and the Commission’s acceptable tolerance for failure, is the minimum time for rebuilding in the absence of fishing (referred to as T_{min}).

A summary of rebuilding time frames applied for fisheries around the world appears in a recent MSC Consultation Document (<http://www.msc.org/about-us/consultations/previous-consultations/archived-msc-consultations-1/rebuilding-timeframes-for-depleted-stocks>). A range of options are described, including those used in the US, Australia, and New Zealand. In the US, rebuilding time frames are required to be within 10 years, unless the biological capacity of the stock in question makes it impossible for that to occur, in which case the maximum rebuilding time frame is the time required to rebuild to B_{MSY} in the absence of fishing (*i.e.* T_{min}) plus 1 mean generation (G , the average age of a reproductively mature animal in an unexploited population). In Australia, rebuilding time-frames permitted (rebuilding to $1.2B_{MSY}$) are the minimum of $G + 10$ years or $3G$, although reportedly most Australian stock rebuilding strategies aim to rebuild stocks within the $G + 10$ years time-frame. In New Zealand, stock rebuilding within a specified time-frame is required when stocks fall below either $.5B_{MSY}$ or $.2B_0$, whichever is greater, in which case rebuilding time (to target B) should occur between T_{min} and $2T_{min}$, with a 70% probability that the target has been achieved.

ICCAT has established rebuilding time-frames for several stocks, including north Atlantic swordfish, northern albacore and eastern and western Bluefin. These time-frames range from 10-20 years, depending on the relative stock condition, life history characteristics of the stocks and a number of other concerns. These, however, pre-date the decision framework [Rec. 11-13] adopted in 2011 and the constant catch harvest strategies generally applied to promote rebuilding largely imply an HCR that is not consistent with the decision framework regarding F management.

A Northern ALB Example

Under the HCRs consistent with the ICCAT decision framework in [Rec. 11-13], the intended management impacts on fishing mortality rate are those which result in rapid change in F to levels $<F_{MSY}$, with “high probability”. Of the examples considered by SCRS/2013/33, those which limited inter-annual change in either TAC or F of no more than 10% showed behavior inconsistent with the decision framework in [Rec. 11-13] regarding F management. The so-called “At-once” and “Multi-annual” formulations showed F behaviors consistent with the decision framework. While there may be other formulations that are consistent with the

decision framework in [Rec. 11-13], an application of an example “At-once” parameterized HCR for a north-Atlantic ALB-like stock is provided below, with an eye toward eliciting more precise definitions of “high probability” and “as short as possible”. The form of the HCR applied is as previously recommended by SCRS and as shown in **Figure 2** with a range of parameter values. The Limit, Target, and Threshold reference points were varied in order to evaluate their effects on estimated probability of success in the decision framework over time.

The example used here is based on an ASPIC Schaefer model assessment of provisional catch-effort data resembling that of northern Albacore, although any assessment model formulation (or combination across models) could be used. In this example, the Albacore-like stock is characterized as in **Table 4**. In this case, 501 bootstrap iterations of the model fit were used to quantify uncertainty in the outcomes needed for stochastic projections as has been the practice in SCRS for many stock status evaluations. Other methods for quantifying uncertainty could also be applied, if they were judged appropriate to do so.

Future stock condition was then projected for a range of candidate Target F, Biomass threshold, and Biomass limit levels (aka *Resan* levels, **Table 5**) to permit estimating the projected probability of $F < F_{MSY}$ and $B > B_{MSY}$ across time from several relative biomass starting points. Expected yield trajectories were also calculated to permit examining risk-reward trade-offs.

The outcomes from these simulations are described below and some methods for presenting the results in ways that could help guide better definition of the policy decision points noted above are provided.

Providing Management Advice in the K2SM Formulation.

The Commission requests that management advice be presented in the Kobe II Strategy Matrix (K2SM) framework. In ICCAT, this advice is presented in a formulation that provides estimates of probability of being in the ‘Green’ quadrant of the Kobe Plot for given levels of constant catch across time. This form of decision table is useful for the Commission, but it implies an HCR that is not necessarily consistent with [Rec. 11-13] management of F. The implied HCR for a constant catch projection is slowly reducing F with growing biomass, often resulting in $F > F_{MSY}$ for considerable periods. The generic HCR recommended by SCRS and used herein is consistent with the intent of the decision framework of [Rec. 11-13] and specifies increases in F (up to a point) with growing biomass and aims to keep $F < F_{MSY}$ with “high probability”. A K2SM formulated for different F_{Target} levels resulting from the example used herein is shown in **Table 6**, considering a starting point of $\sim 0.8B_{MSY}$ for projections. In this case, an additional column and sub-table could be added to provide information on the catch/probability/time-frame tradeoffs. These projections made were from a starting biomass at or above the $B_{Threshold}$ value used ($\sim 0.8B_{MSY}$ for this example and hence in the flat region of the HCR), but the construct for cases with other starting points would be the same. To guide selection of an appropriate F_{Target} level to meet the Commission’s “high probability” in “as short as possible” time frame, **Figures 3** and **4** are suggested complements to the HCR K2SM.

As has been noted by others, the pay-out in terms of cumulative catch across time, is typically higher for constant F harvest strategies (since catch increases with increasing stock size) compared to constant catch harvest strategies designed to achieve the same probability of success, although they sometimes require larger up-front costs in terms of effort reduction. Although not shown here, the constant F strategies projected resulted in, on average, 20% higher cumulative catch expectations over the time frame applied, than did constant catch scenarios which achieved an equivalent probability of success in the terminal year of the projections.

A useful point to consider when entering into dialogue with the Commission is the relative status for the stock under question. In the example used here, current status implied little influence of B_{Limit} or $B_{Threshold}$ HCR values among *Resan* levels on outcomes, since the starting point for projection was at or above the $B_{Threshold}$ value used. In cases like the example used, discussion could focus on $F_{Targets}$ to avoid the more complicated and non-linear relationship amongst all the parameters of an HCR, especially considering the objective of the decision framework is “to get green and be happy”, with “high probability”.

Trade-offs between HCR parameters

In the case examined above, the influence of $B_{Threshold}$ and B_{Limit} on the probability outcomes is minor since the starting point for these projections is generally above the $B_{Threshold}$ applied and the F’s used permitted

growth in the stock. As noted, however, starting point along the HCR can make a difference and the sensitivity of probability outcomes were subsequently examined by using several different relative biomass starting points in combination with the HCR parameters reflected in **Table 5** (the *Resan* levels). Probability outcomes are governed by the rate at which *F* reduces with declining biomass in combination with the stock's productivity level. The smaller the range between *B*Limit and *B*Threshold, the higher the rate of change in *F* with changing biomass within that region. Likewise, higher *F*Targets for a given *B*Limit and *B*Threshold pair, the steeper the slope of change in *F* with changing biomass in that region. **Figure 5** illustrates the point.

The interaction of *B*Limit, *B*Threshold, and *F*Target combinations for 3 relative biomass starting points ($\sim 0.2B_{MSY}$, $\sim 0.5B_{MSY}$, and $\sim 0.8B_{MSY}$) for the example stock are shown in **Figure 6**.

The rate of rebuilding a stock can achieve depends both on its life history characteristics and the relative depletion of the stock. As evidenced in the outcomes here, for cases with stocks close to target levels, rebuilding can take place in a much shorter time frame than can those that are more heavily depleted. The rate at which this can possibly occur is demonstrated by examining the *F*=0 trajectories for the different depletion levels. For the case of depletion to the lowest *B*Limit examined ($0.2B_{MSY}$ or 10% of unfished biomass) rebuilding to the 'Green' quadrant could take place by year 9 (50% model probability) whereas starting at $\sim 0.5B_{MSY}$ or $\sim 0.8B_{MSY}$ would take on the order of 4.5 or 1.5 years, respectively. Fishing during rebuilding obviously slows the rate at which it occurs, lengthening time-frames required to achieve a "high probability" outcome. In general, higher catches (cumulative), associate with lower probability outcomes, but this is not always the case, since the form of the HCR can influence the results. **Figure 7** provides a summary of the expected cumulative yield outcomes for HCR parameter combinations examined which provided relatively high probability to demonstrate the point. Parameter selection offering the highest expected cumulative catch and providing an acceptable level of 'high probability' within a rebuilding time-frame appropriate to the condition of the stock, could be an appropriate criterion to guide further dialogue with the Commission on defining a full range of parameters.

References

- De Bruyn, P., Aranda, M. and Murua, H. 2011, Best practice document based on, or extrapolated from, the collated material in WP 2-3; Strategic report on proposed future research topics, detailing approaches, mechanisms and funding; and Identified opportunities for co-operation within the proposed research topics, and recommendations for regional networks. EU FP7 project n°212188 TXOTX, Deliverable 4, 100 pp. (<http://www.txotx.net/docums/d4.pdf>)
- Gavaris, S., Patterson, K. R., Darby, C. D., Lewy, P., Mesnil, B., Punt, A.E., Cook, R.M., Kell, L.T., O'Brien, C.M., Restrepo, V.R., Skagen, D. W. and Stefánsson, G. 2000, Comparison of Uncertainty Estimates in the Short Term Using Real Data. International Council for the Exploration of the Sea. Theme Session on Medium-Term Forecasts in Decision-Making. ICES CM 2000/V: 03, available at http://brage.bibsys.no/imr/bitstream/URN:NBN:no-bibsys_brage_3288/1/V0300.pdf
- Lodge, MW, Anderson D, Løbach, T, Munro, G, Sainsbury, K and Willock, A. 2008, Recommended Best Practices for Regional Fisheries Management Organizations. 141 pp. http://www.chathamhouse.org.uk/research/eedp/current_projects/rfmo/
- SCRS, 2011, Report of the 2011 joint meeting of the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods and Bluefin tuna Species Group to analyze assessment methods developed under the GBYP and electronic tagging. http://www.iccat.int/Documents/Meetings/Docs/2011_WG%20METHODS-ENG.pdf

Table 1. The standard terms used to define levels of confidence by the IPCC Uncertainty Guidance.

Confidence Terminology	Degree of confidence in being correct
Very high confidence	At least 9 out of 10 chance (90% probability)
High confidence	About 8 out of 10 chance (80% probability)
Medium confidence	About 5 out of 10 chance (50% probability)
Low confidence	About 2 out of 10 chance (20% probability)
Very low confidence	Less than 1 out of 10 chance (10% probability)

(see http://www.ipcc.ch/publications_and_data/ar4/wg1/en/ch1s1-6.html)

Table 2. Risk categorizations used within the Canadian Sustainable Fisheries Decision Making Framework.

Risk of decline ¹	Risk category
Less than 5%	Very low
5% - 25%	Low
25% - 50%	Moderate
~50%	Neutral
50%-75%	Moderately High
75%-95%	High
>95%	Very High

¹ Accounts for quantifiable risk only.

Table 3. Uncertainty categorizations used in MSC Certification scoring related to different Principles (P1 and P2) considered.

	Probability Category		
	Likely	Highly Likely	High degree of certainty
P1 (Sustainable Fish Stocks)	≥70% prob	≥80% prob	≥95% prob
P2 (Minimizing Environmental Impact)	≥60% prob	≥70% prob	≥80% prob

Table 4. Population parameters used in the example in this paper.

	MSY	B _{MSY}	K	F _{MSY}
median	40,100	310,000	620,000	0.13
mean	39,899	322,166	644,337	0.13
max	45,200	860,000	1,720,000	0.27
min	29,400	169,000	337,000	0.03

Table 5. Levels of candidate Target F, Biomass threshold, and Biomass limit levels used in this example (the *Resan* levels), corresponding to levels considered useful by SCRS.

FTarget: $.5F_{MSY}, .75F_{MSY}, .8F_{MSY}, .85F_{MSY}, .9F_{MSY}, .95F_{MSY}, F_{MSY}$
 BThreshold: $.6B_{MSY}, .8B_{MSY}, B_{MSY}$
 Blimit: $.2B_{MSY}, .4B_{MSY}$

Table 6. Example K2SM formulated from the generic HCR recommended by SCRS parameterized with a Blimit of $.2B_{MSY}$ and BThreshold of $.8B_{MSY}$, with varying FTARGETS. The table entries represent indicated model probability levels. Additional information is provided on expected cumulative catch and expected annual catch under this projection.

K2SM Formulation for F-based control rules											
	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	
P(B>Bmsy)											
.5Fmsy	0.50	0.68	0.78	0.86	0.89	0.94	0.95	0.97	0.98	0.99	
2011F	0.43	0.56	0.68	0.74	0.80	0.84	0.87	0.89	0.92	0.93	
.75Fmsy	0.40	0.51	0.59	0.68	0.72	0.76	0.80	0.82	0.84	0.86	
.8Fmsy	0.38	0.47	0.55	0.61	0.68	0.71	0.74	0.77	0.79	0.81	
.85Fmsy	0.35	0.43	0.50	0.55	0.60	0.65	0.69	0.71	0.72	0.74	
.9Fmsy	0.34	0.40	0.45	0.50	0.53	0.56	0.58	0.61	0.64	0.67	
.95Fmsy	0.32	0.36	0.40	0.43	0.46	0.49	0.51	0.53	0.53	0.55	
Fmsy	0.30	0.33	0.35	0.37	0.39	0.40	0.42	0.43	0.44	0.46	
P(F<Fmsy)											
.5Fmsy	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
2011F	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	
.75Fmsy	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	
.8Fmsy	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	
.85Fmsy	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	
.9Fmsy	0.79	0.79	0.79	0.79	0.79	0.79	0.79	0.79	0.79	0.79	
.95Fmsy	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	
Fmsy	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	
P(Green)											
.5Fmsy	0.50	0.68	0.78	0.86	0.89	0.94	0.95	0.97	0.98	0.99	Cum Catch
2011F	0.43	0.56	0.68	0.74	0.80	0.84	0.87	0.89	0.92	0.93	266,790
.75Fmsy	0.40	0.51	0.59	0.68	0.72	0.76	0.80	0.82	0.84	0.86	328,670
.8Fmsy	0.38	0.47	0.55	0.61	0.68	0.71	0.74	0.77	0.79	0.81	356,770
.85Fmsy	0.35	0.43	0.50	0.55	0.60	0.65	0.69	0.71	0.72	0.74	371,480
.9Fmsy	0.34	0.40	0.45	0.50	0.53	0.56	0.58	0.61	0.64	0.67	385,650
.95Fmsy	0.32	0.36	0.40	0.43	0.46	0.49	0.51	0.53	0.53	0.55	398,730
Fmsy	0.30	0.33	0.35	0.37	0.39	0.40	0.42	0.43	0.44	0.46	410,960
Expected Catch (t)											
.5Fmsy	19,180	20,500	21,720	22,840	23,860	24,770	25,570	26,260	26,870	27,390	
2011F	25,220	26,440	27,570	28,590	29,520	30,340	31,070	31,710	32,270	32,760	
.75Fmsy	28,340	29,420	30,420	31,310	32,120	32,840	33,470	34,030	34,530	34,960	
.8Fmsy	30,100	31,080	31,970	32,770	33,490	34,130	34,700	35,200	35,640	36,030	
.85Fmsy	31,900	32,750	33,510	34,200	34,820	35,370	35,850	36,290	36,670	37,000	
.9Fmsy	33,670	34,360	34,990	35,550	36,050	36,500	36,900	37,250	37,560	37,830	
.95Fmsy	35,420	35,940	36,420	36,840	37,210	37,550	37,850	38,110	38,340	38,550	
Fmsy	37,180	37,520	37,810	38,080	38,320	38,530	38,710	38,880	39,020	39,150	

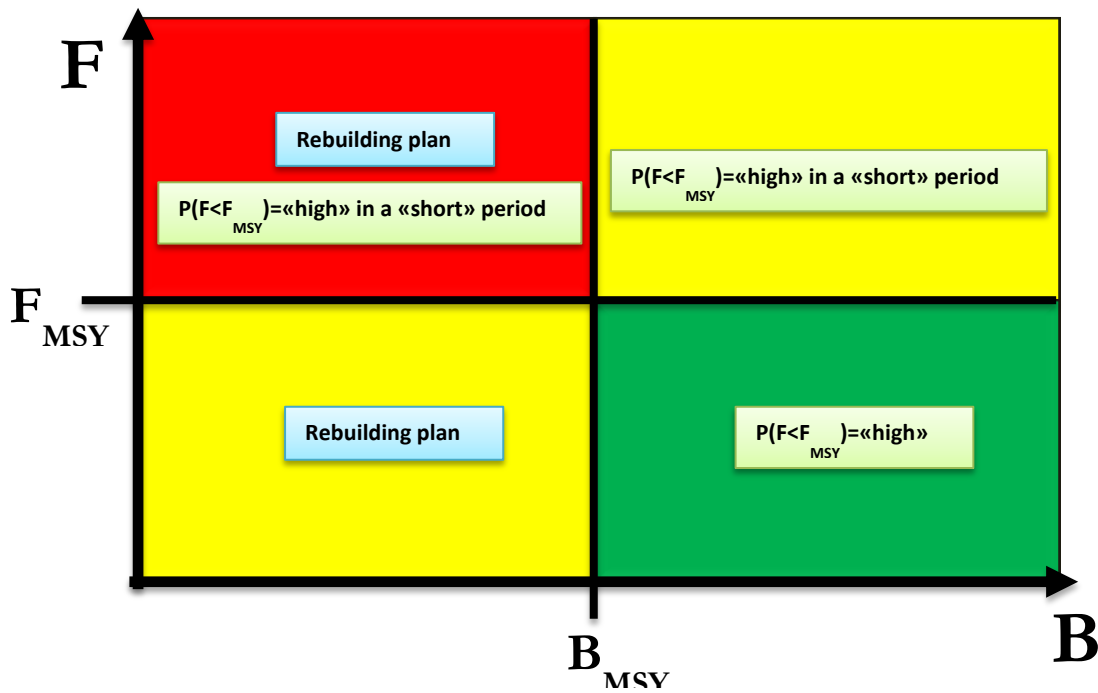


Figure 1. Schematic representation of the key elements of the Recommendation by ICCAT on the principles of decision making for ICCAT conservation and management measures [Rec. 11-13].

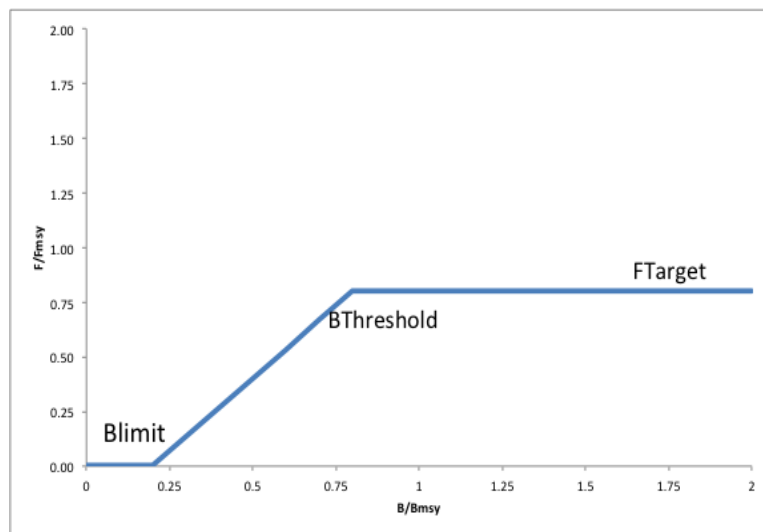


Figure 2. Generic form of the HCR recommended by SCRS (SCRS, 2011). B_{limit} is the limit biomass reference point, B_{Threshold} is the biomass point at which increasingly strict management actions should be taken as biomass decreases and F_{Target}, the target fishing mortality rate to be applied such that it is lower than F_{MSY} with ‘high probability’.

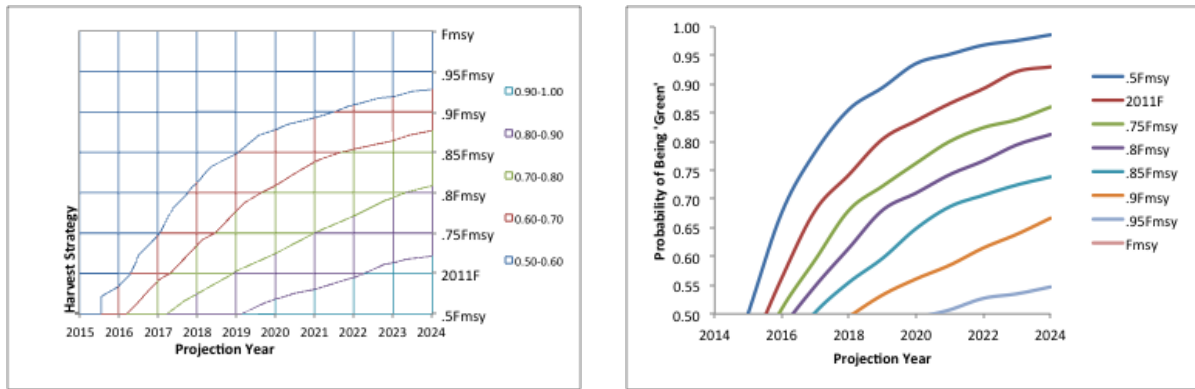


Figure 3. Model probability isopleths (left) and model probability trajectories (right) related to F_{target} levels indicated for the projections in Table 4 across time.

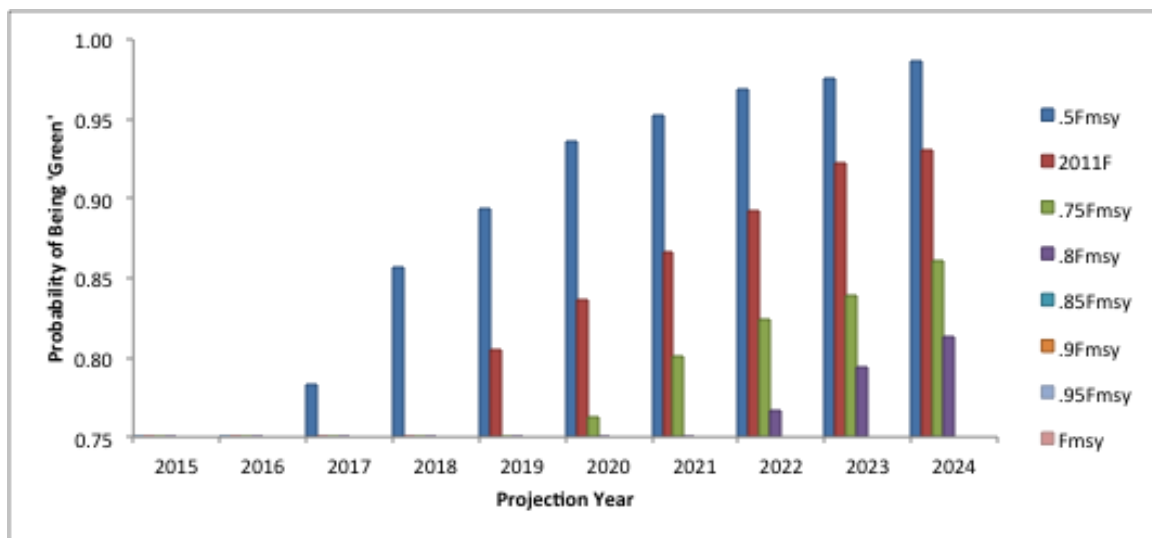


Figure 4. Focusing on the time-trends in probability of being 'Green' to levels that might be considered 'high', such as characterized in Tables 1, 2 and 3, could help focus discussion about meeting the Commission's standards.

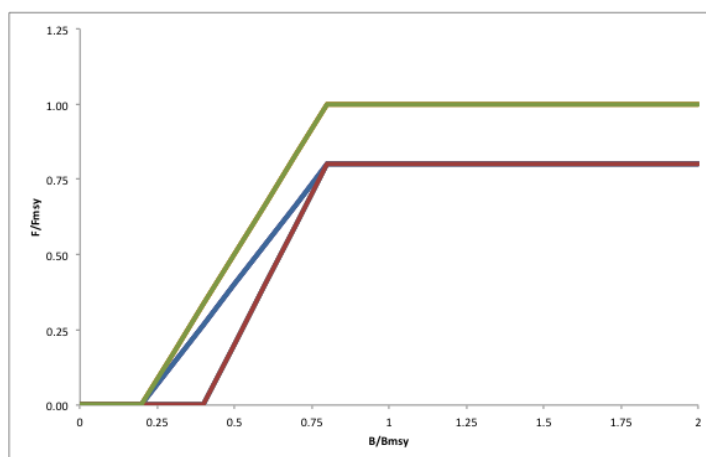


Figure 5. Changes in HCR parameters (B_{limit} , $B_{threshold}$, F_{target}) imply different rates and rate of change in F with changing biomass, which imposes different model probability of success outcomes across time. The green line has B_{limit} at $0.2B_{MSY}$ and $B_{threshold}$ at $.8B_{MSY}$ with an F_{target} of F_{MSY} ; the red line: B_{limit} $0.4B_{MSY}$, $B_{threshold}$, $.8B_{MSY}$, F_{target} $.8F_{MSY}$; and blue line: B_{limit} $.2B_{MSY}$, $B_{threshold}$ $.8B_{MSY}$, F_{target} $.8F_{MSY}$.

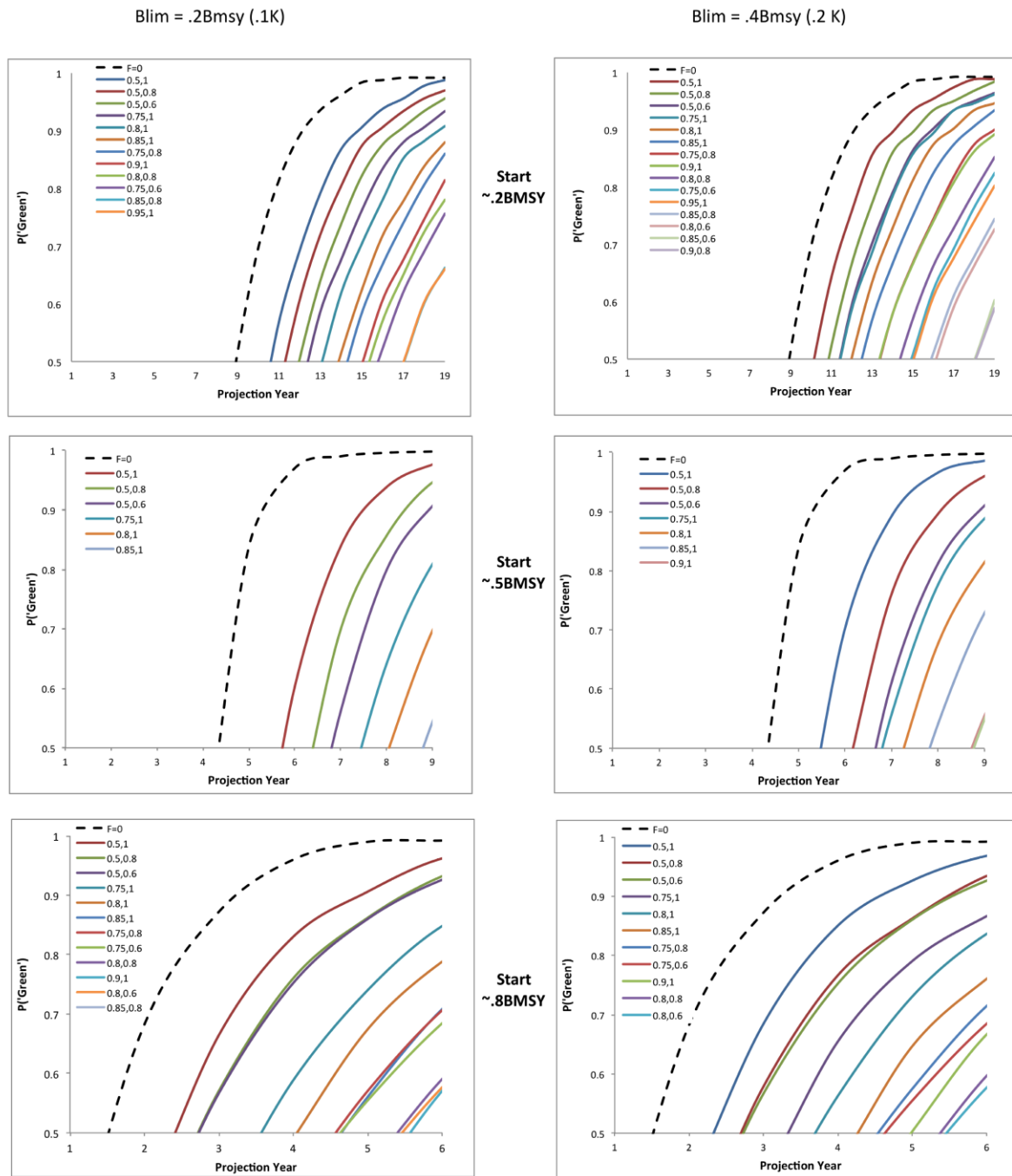
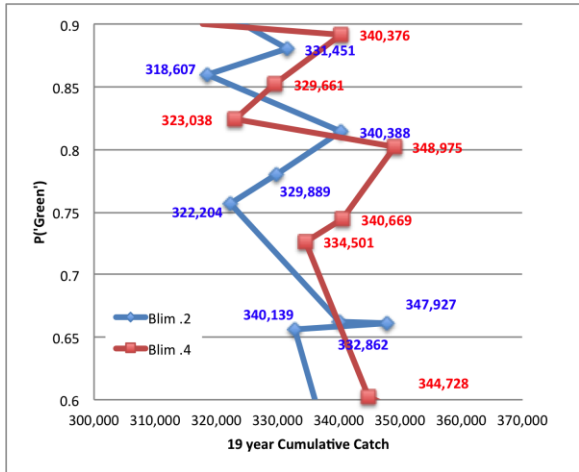
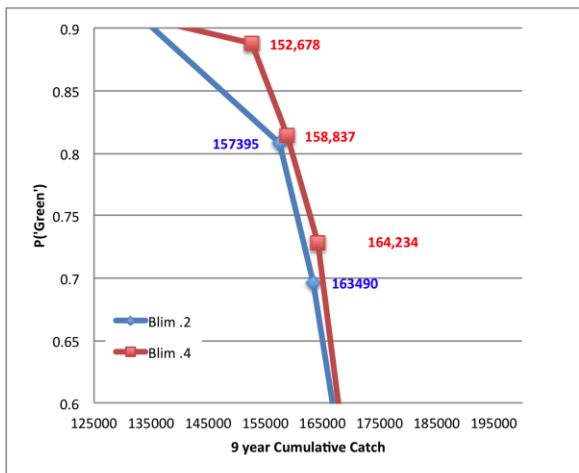


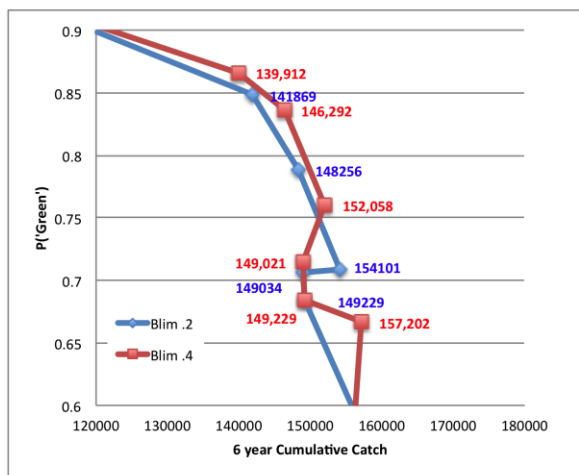
Figure 6. Model probability trajectories over time given different combinations of Blimit (columns), FTarget, BThreshold (coded as e.g. .5, 1 to represent $.5F_{MSY}$ FTarget with B_{MSY} BThreshold), for three levels of starting relative biomass. In all cases, the F=0 trajectory demonstrates biological feasibility (T_{min}). Only outcomes with at least 50% probability of being in the ‘Green’ quadrant of the Kobe plot are shown. A time-frame of 19 years (1 Generation time + 10y) is shown for the case of starting at 10% of unfished biomass ($.2B_{MSY}$). A time-frame of 9 years (1 Generation time) is shown for the case of starting at 50% of B_{MSY} and a time frame of 6 years ($.67$ Generation time) is shown for the case of starting at 80% of B_{MSY} .



Start ~.2



Start ~.5



Start ~.8

Figure 7. Expected cumulative catch levels and associated model P('Green') outcomes based on different HCR parameter combinations considering the relative biomass starting positions indicated for relatively high probabilities over the time frames indicated.

COMMENTS AND RECOMMENDATIONS ON THE FIRST RESULTS OF THE SEAPODYM MODEL APPLIED TO THE NORTH ATLANTIC ALBACORE STOCK

Alain Fonteneau¹

SUMMARY

This working paper discusses the 2013 assessment of the albacore stock, the fisheries and their environment in the North Atlantic. Various potential questions and problems related to this analysis are discussed, for instance, concerning stock structure, uncertainty in the asymptotic size by sex, natural mortality as a function of age, changes in fishing power of the longline fleet targeting albacore, thermal preference of the various ages, etc. The main results of this model are discussed in comparison with previous results of stock assessment models, reaching a conclusion that they appear to be more realistic. These first results appear to be widely positive but they are still preliminary, and further work is needed to improve them.

RÉSUMÉ

Le présent document de travail discute de l'évaluation du stock de germon de 2013, des pêcheries et de leur environnement dans l'Atlantique Nord. Diverses questions et problèmes potentiels se rapportant à cette analyse sont discutés, par exemple la structure du stock, l'incertitude entourant la taille asymptotique par sexe, la mortalité naturelle servant de fonction de l'âge, les changements de la puissance de pêche de la flottille palangrière ciblant le germon, la préférence thermique des différents âges, etc. Les principaux résultats de ce modèle sont comparés aux résultats antérieurs des modèles d'évaluation des stocks, la conclusion étant qu'ils semblaient être plus réalistes. Ces premiers résultats semblent être largement positifs même s'ils sont encore préliminaires et davantage de travail est requis pour les améliorer.

RESUMEN

En este documento se debate la evaluación de stock de atún blanco de 2013, las pesquerías y su entorno en el Atlántico norte. Se debate varias cuestiones y problemas potenciales relacionadas con este análisis, como la estructura del stock, la incertidumbre en la talla asintótica por sexos, la mortalidad natural como una función de la edad, cambios en la potencia pesquera de la flota palangrera que se dirige al atún blanco, preferencias térmicas de las diferentes edades, etc. Los principales resultados de este modelo se debaten comparándolos con los resultados previos de modelos de evaluación de stock y se llega a la conclusión de parecen ser más realistas. Estos primeros resultados parecen muy positivos, pero todavía son preliminares y tienen que realizarse más trabajos para mejorarlos.

KEYWORDS

North Atlantic, albacore, environment, modelling

1 Introduction

These comments on the Northern albacore stock are a follow up of the SEAPODYM analysis presented at the ICCAT 2013 albacore WG by Lehodey *et al.* As a whole, this new approach and its results are clearly very new & very interesting: its good use of a wide range of detailed fishery & environmental data clearly allows a much better understanding of the dynamics and status of the North Atlantic albacore stock. Most of its results are probably more comprehensive & more realistic than many of the previous results obtained by SCRS, even if these SEAPODYM results are still provisional ones. This note will simply develop some considerations or recommendations in order to improve the future SEAPODYM work.

¹Alain Fonteneau, IRD EMERITUS scientist, 9 Bd Porée, 35400 Saint Malo, France ; alain.fonteneau@ird.fr

2 Heterogeneity of the albacore Northern stock?

SEAPODYM work presented by Lehodey *et al.* 2013 was based on the fact that:

“There is no evidence of subpopulation structure within the north Atlantic basin, where a single population seems to inhabit (Arrizabalaga et al 2004)”.

This statement remains questionable: on one side this simplified hypothesis has been always kept and used by ICCAT, but it should also be kept in mind that various French ISTPM works in the seventies firmly concluded, after several years of research cruises at sea between Bay of Biscay & Azores Islands, that there was 3 sub populations of juvenile albacore in the NE Atlantic, see **Figure 1**.

This heterogeneity in the population would need to be better studied, using genetics & biochemistry based on albacore samples collected in these 3 areas. It should not be abandoned, as it may play a significant role in conditioning MSY changes, for instance if these sub population are real ones, the present shrinking of the albacore fishing zones would reduce the MSY of the today stock. This scientific question remains today a valid one, even if recent work using genetics concluded that “no significant heterogeneity was detected within ocean” for the Atlantic Ocean albacore population (this conclusion being of very little interest for albacore stock assessment, for instance because exchange rates between N & S albacore are very limited, even if genetics does not allow to identify these 2 stocks). This potential heterogeneity of the North Atlantic stock and its sub populations may be very difficult to introduce in any of the stock assessment models, but this question should deserve further study...

3 L_{∞} and Catch at size of North Atlantic albacore?

SEAPODYM work noted on L_{∞} that:

“However preliminary test simulations showed $L_{\infty} = 122$ cm FL and the relatively high proportion of fish > 130 cm in the length frequency samples.... An intermediate solution was selected with growth with L_{∞} set to 137 cm”
But this statement can be questioned. By definition there is a biological variance of sizes under & above L_{∞} ... easily 5 % of SD as in human population. When on the other side, there is only 0.60 % of excessively large albacore caught at size over 122 cm in the average CAS of adult albacore (over 90cm) in the average CAS 1975-2011 (**Figure 2**). This rate is in fact very low and probably too low! The biological asymptotic size of albacore may well be lower than 122 cm! Alternate way to estimate & to choose L_{∞} , for instance the Wetherall *et al.* 1998 method, should usefully be used to analyze the albacore CAS and to estimate more realistic L_{∞} that should be used in stock assessment, because this parameter is very important in most stock assessment analysis!

Furthermore, it should also be noted that there is a marked decline of females at adult sizes, see **Figure 3**. This figure shows a significant dominance of young mature females in a range of size between 90 & 100 cm, followed by a fast and major decline of these females in the albacore catches over 1 meter. This result is well shown by **Figure 4** showing the average CAS by sex of albacore during the period 1975-2011 in the hypothesis of the average sex ratio of **Figure 3**. This result is very similar to the sex ratio at size observed for YFT in the Atlantic (Fonteneau & Chassot 2012). Such result could be explained by a **lower L_{∞} of females, for instance at least 10 cm lower**, that are accumulated at their adult sizes < 1 meter. Such lower asymptotic sizes of female have been well demonstrated on yellowfin & on bigeye by the recoveries of tagged sexed tunas. This point should be better studied & preferably well introduced in the SEAPODYM & in the assessment models as such lower L_{∞} would widely change the catch at age of adult ALB.

4 Post 1986 changes in catchability of albacore caught by LL?

This is an interesting & important question in the stock assessment. I see that SEAPODYM is trying to estimate the changes in the albacore LL catchabilities... It should be kept in mind that this analysis should be mainly targeting the gyre areas where most of the albacore catches are taken by LL. It is possible to estimate the CPUEs in value in the 2 albacore & TropicalTuna areas (see **Figure 6**), based on the yearly landing values of the main tunas landed by LL. This result shows that since 1989 the CPUE in value in the albacore areas are most often very low **Figure 5**: CPUE in value have been 60% higher in the equatorial area compared to the albacore northern areas during the 1989-2010 period, when they were similar before. In such context it is hard to understand why part of the LL fleets are still fishing in the albacore areas.

This type of question has been answered in the Indian Ocean, where similar question was raised, by Taiwanese scientists: their logical explanation was that all the modern & more efficient longliners equipped with deep freezing did moved during the late eighties to the equatorial areas and the targeting of BET & YFT, when the old longliners, less profitable ones, have been staying in the albacore areas. If this logical conclusion is valid, it should produce a decline of albacore catchability in the albacore area. This decline of catchability should possibly be estimated by an ad hoc statistical analysis, based on the detailed log book data and on the characteristics and CPUEs of the individual vessels that have been staying or moving from/in the albacore area. This question may be of major importance, as the decline of LL CPUEs in the albacore core area would be explained by a decline in efficiency, & not by a decline in local biomass, when most assessment models are assuming constant efficiency of the LL fleets.

5 What Natural Mortality at age?

SEAPODYM 2013 paper has been noting that:

“ICCAT stock assessment studies assume a constant natural mortality rate of 0.3 yr⁻¹ (0.025 mo⁻¹) for all cohorts (ICCAT 2010), somewhat lower than the coefficient used (0.4 yr⁻¹ or 0.033 mo⁻¹) for the most recent stock assessment in the south Pacific (Hoyle et al 2012)..... From this SEAPODYM optimization experiment, the mortality is estimated to decrease rapidly in the early life stage from above 0.1mo⁻¹ in average in the first year of life to a minimum of 0.04-0.05 mo⁻¹ (0.48-0.6 yr⁻¹) between 3 and 10 years, then slowly increasing for older cohorts (Fig. 3.7)”.

These values of M_i are shown by **Figure 7**. Natural mortality at age is probably the most important but the most cryptic parameter in all the analytical stock assessments models & results of most tuna stocks! It could be noted that these M_i SEAPODYM values are very high for an albacore stock, probably unrealistic, and showing a strange pattern: M too low for juvenile albacore???? And the adult M_i too high for such a long living species? for instance compared to Lorenzen M_i ? (this method being in my mind fairly realistic to estimate M_i for most tuna species!) or to the Gislason M_i . At least this major structural uncertainty in M_i should be better explored, as the today high M should have a major impact in the present SEAPODYM analysis: potentially transforming albacore from a BFT like species to a SKJ like species.

6 Canary Island baitboat albacore fishery

The SEAPODYM analysis reached the conclusion that: *“Fishery records for the Spanish-Canary has only few (110) records with both catch and effort and thus was not included in the optimization experiment”.*

This conclusion may be questionable: this pole and line albacore fishery has been active seasonally targeting albacore around Canary Islands since the early seventies, and it has been quite well followed by IEO scientists, even if their catch and effort statistics are available only by 5° month strata. This fishery is catching significant quantities (**Figure 9**) of quite large albacore (**Figure 8**) in a geographical area positioned in the Canary current, outside the N Atlantic gyres, and at the SW periphery of the geographical distribution of the albacore stock. Then this fishery may be of great interest in the SEAPODYM analysis and this prospect should be further explored. Data mining should then be conducted with the IEO tuna scientists from Canary in order to recover all these data and to incorporate them as well as possible in the SEAPODYM analysis, even if the 5° areas are wider than the SEAPODYM strata.

7 Albacore & water temperature?

SEAPODYM model is producing interesting range of optimal temperatures of albacore during its life cycle, see the appended **Figure 10**. However this SEAPODYM result may be quite surprising, for instance when compared to the average temperatures (SST & at 100°) in the 5°-quarters of the albacore catches by longliners: albacore caught in warm waters (spawning strata) are not visible: why? There is also a marked divergence between optimal temperature of albacore less or older than 9 years old in the SEAPODYM results that is not at all visible in the temperature of fishing strata, see **Figure 11**. All adult albacore are swimming and they are caught in similar temperature, most often >15°C, and very seldom/never in very cold waters <9°: a figure 8 strange result? Why?

8 Stock biomass: now & before?

The levels and recent trend of spawning stock biomass estimated by SEAPODYM & by the recent SCRS stock assessment are delivering quite opposite results (see **Figures 12 & 13**):

- much higher biomass estimated by SEAPODYM
- increasing adult biomass estimated by SEAPODYM during the last 20 years, when SCRS model has been estimating during this period a marked decline in the spawning biomass.

This major divergence in the results of the 2 types of models is partly due to the higher level of Natural mortality used by SEAPODYM, but it should be understood, and a choice should be made by SCRS upon the more realistic results based on the new stock assessment analysis conducted in 2013. At this stage, we would favour the SEAPODYM approach and its diagnosis:

- because it makes a quite comprehensive use of fishery & environmental data and of the life cycle & ecology of albacore,

- when on the opposite, the VPA & statistical models (such as MFCL and SS3) are often “blind” and prisoners of their best fit results: for instance most often producing artificial increase or decrease of estimated recruitments in order to compensate for increasing or decreasing catches by fisheries (even when these trends in total catches were clearly due to economical or management factors, not to biological reasons). The albacore north Atlantic fisheries were typically a case where the dome shape trend of the 1930-2010 recruitments was not a real one, but simply created by the dome shape total catches of changing fisheries (**Figures 14 & 15**).

This is typically a potential problem that has often been observed world wide in the results of many tunas stock assessment results (analyzed by Fonteneau *et al.* 1998)

9 Conclusion

This first SEAPODYM work on the North Atlantic albacore stock was clearly a positive step in the assessment of its past changes & today condition and they are good reasons to consider that this approach is more realistic than other analytical (VPA) or statistical methods (MFCL or SS3) that can be used by SCRS on this stock. However there is still a wide range of parameters and of uncertainties in the present analysis and results that should be explored before being fully confident in the results of this model. It should also be kept in mind that most of these uncertainties in the input & in the hypothesis of the SEAPODYM model are also faced by most of the stock assessment models. All progresses in their knowledge would benefit to all types of models.

Cited literature

- Albaina A., M. Iriando, I. Velado, U. Laconcha, I. Zarronaindia, H. Arrizabalaga, M. A. Pardo, M. Lutcavage, W. S. Grant and A. Estonba. 2013, Single nucleotide polymorphism discovery in albacore and Atlantic bluefin tuna provides insights into worldwide population structure. *Animal genetics*. 15p.
- Aloncle et Delaporte 1973, Données nouvelles sur le germon dans le Nord Est Atlantique, *Rev. Trav. Inst. Pêches marit.*, 37 (4), 197., 104p.
- Arrizabalaga, H., E. Costas, J. Juste, A. González-Garcés, B. Nieto and V. López-Rodas. 2004, Population structure of albacore *Thunnus alalunga* inferred from blood groups and tag-recapture analyses. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* 282: 245-252.
- Fonteneau A and M Chassot. 2012, An overview of yellowfin tuna growth in the Atlantic Ocean: Von Bertalanffy or multistanza growth? *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 69(5): 2059-2075 (2013).
- Fonteneau A., D. Gascuel et P. Pallares Soubrier 1998. Vingt-cinq ans d'évaluation des ressources thonières de l'Atlantique: quelques réflexions méthodologiques. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 50 (2): 523-561.
- Gislason H., N. Daan, J.C. Rice & J. G Pope. Size, growth, temperature and the natural mortality of marine fish, 2010, *FISH and FISHERIES*, 11, 149–158.
- ICCAT 2013, Report of the 2013 ICCAT north and south Atlantic albacore data preparatory meeting, ICCAT Document, 72p.
- Lehodey P, I. Senina, A.C. Dragon, H Arrizabalaga. 2013, Modeling spatial population dynamics of North Atlantic Albacore tuna under the influence of both fishing and climate variability with SEAPODYM. *SCRS/2013/125*, 26p.
- Lorenzen, K. 1996, The relationship between body weight and natural mortality in fish: a comparison of natural ecosystems and aquaculture. *J. Fish Biol.* 49: 627–647.
- Wetherhall J.A., J.J. Polovina and S. Ratlston, 1986, Estimating Growth and Mortality in steady State Fish Stocks from Length-Frequency Data. *Fishbyte*, 1986, vol. 4, issue 1, pages 12-14.

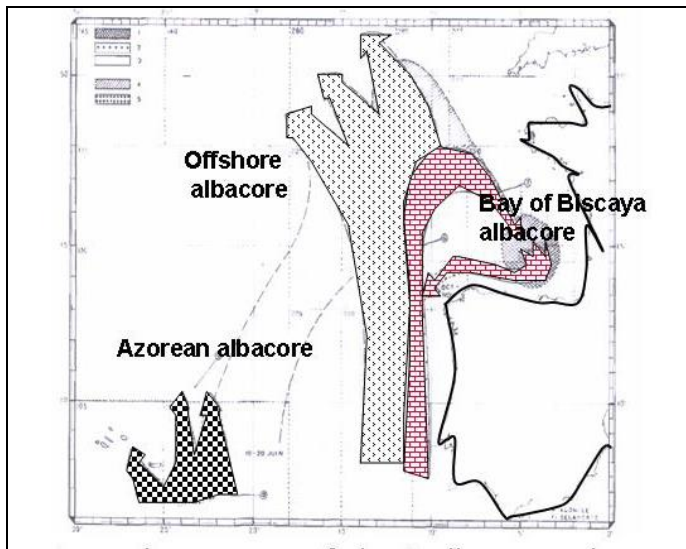


Figure 1. Hypothesis of 3 sub populations of albacore in the NE Atlantic surface fisheries (Aloncle & Delaporte 1973)

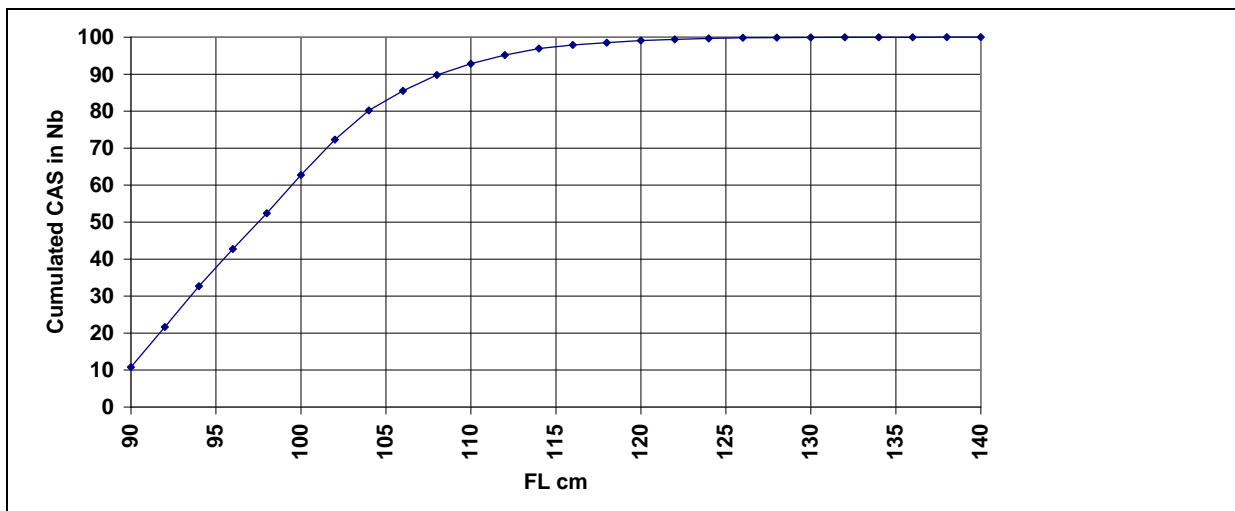


Figure 2. North Atlantic albacore cumulated CAS of adult albacore during the average period 1975-2011.

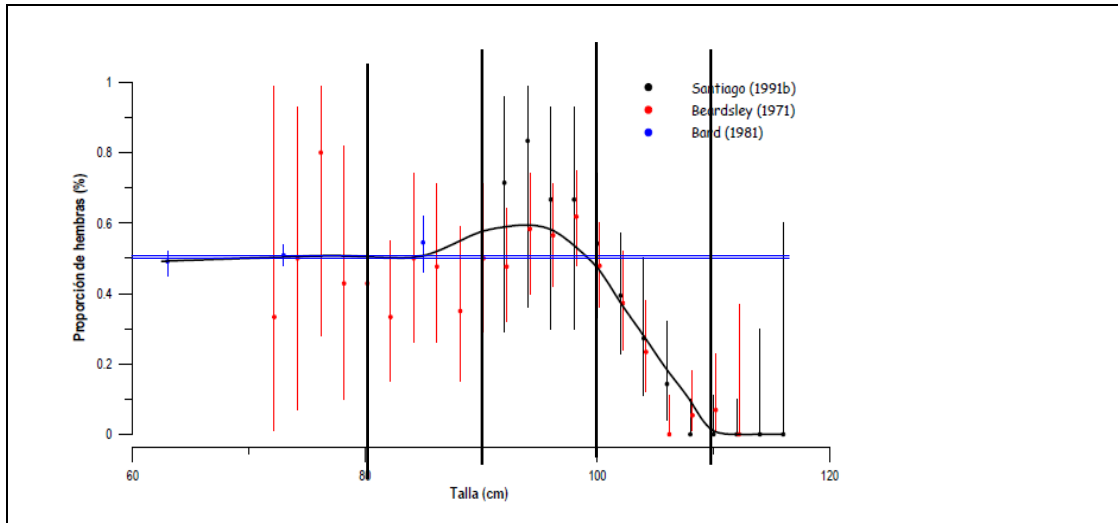


Figure 3. Sex ratio at size of Northern albacore estimated by various authors (ICCAT albacore data WG 2103).

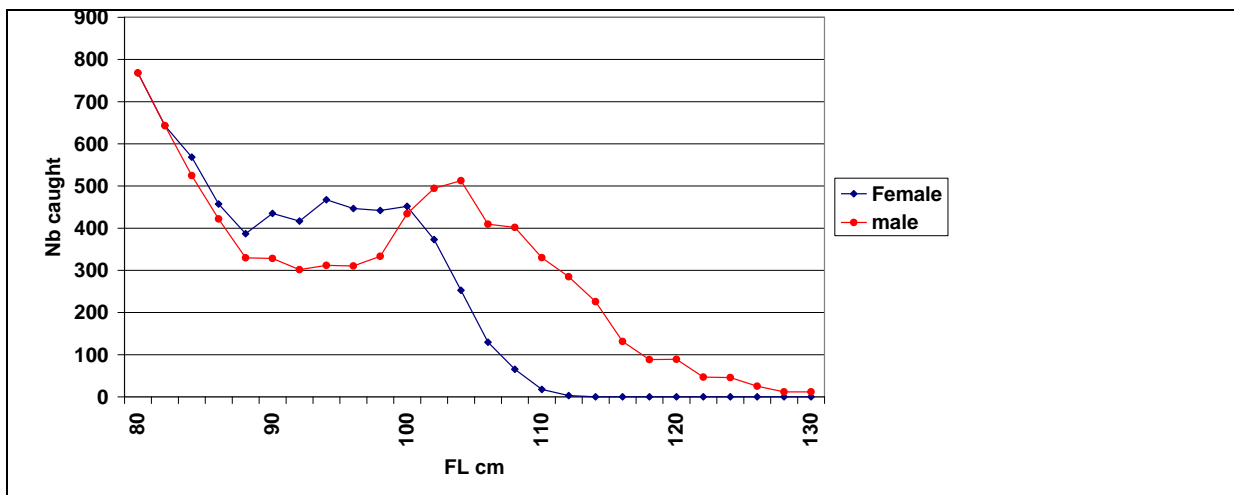


Figure 4. Average CAS by sex of albacore during the period 1975-2011.

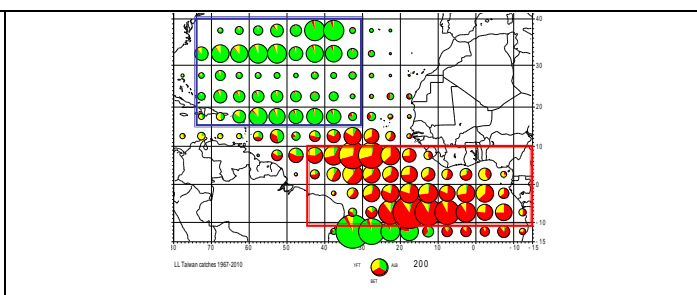
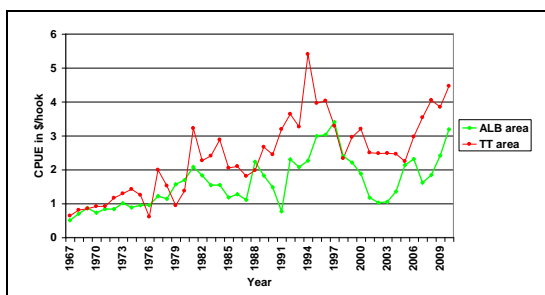


Figure 5. Taiwanese LL multispecies CPUEs in dollars in the albacore core area and in the equatorial area dominated by catches of YFT & BET (Figure 6).

Figure 6. Average catches of ALB and of tropical tunas and core areas used to estimate CPUEs in \$ of tropical and temperate tunas.

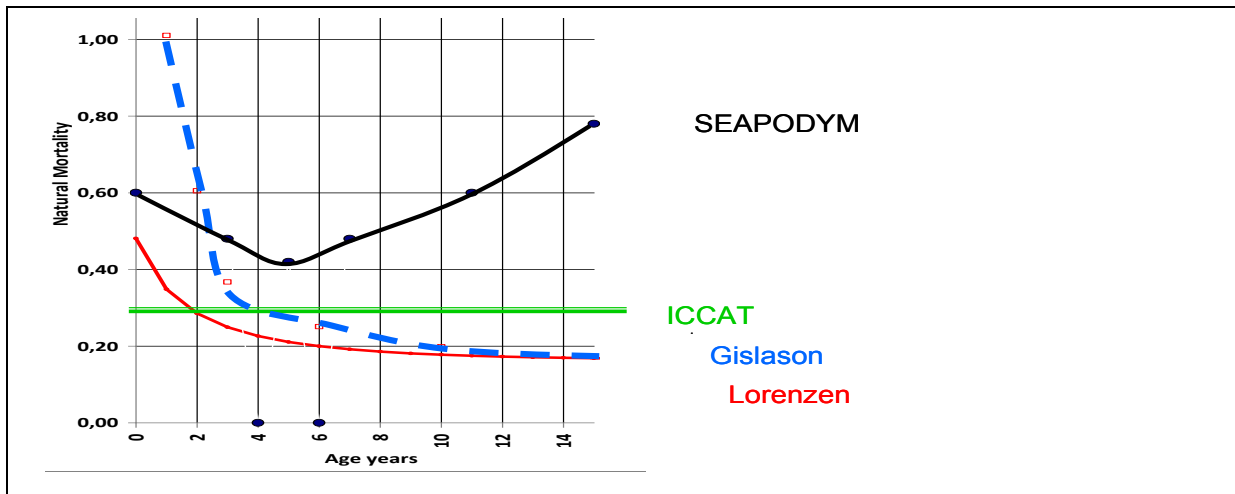


Figure 7. Potential values of albacore Mi.

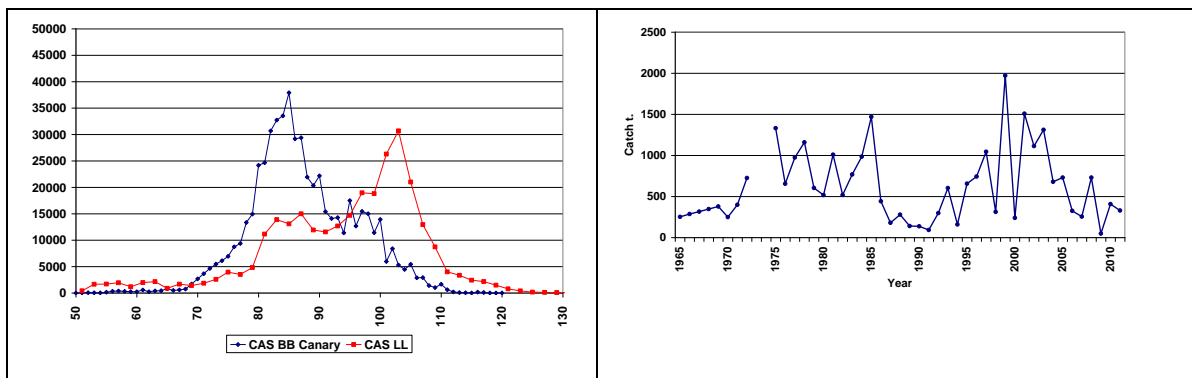


Figure 8. Average catch at size of the Canary Island BB and of the LL fisheries (average 1999-2010).

Figure 9. Yearly catches of albacore by the Canary Islands BB fishery.

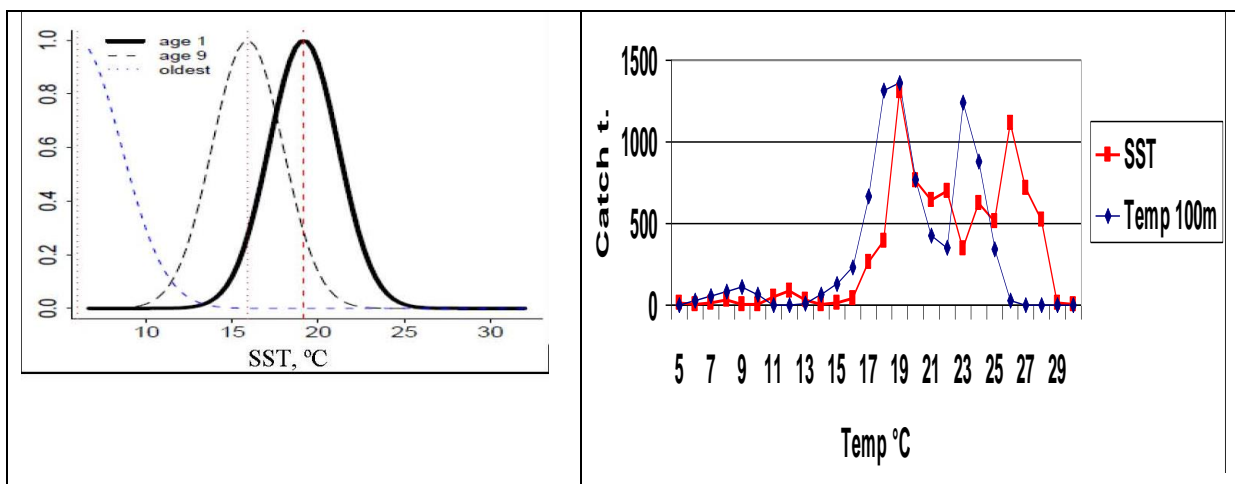


Figure 10. SEAPODYM Optimized functions for temperature.

Figure 11. Average catches of albacore caught by LL during the 1960-2011 period as a function of average SST & Temperature at 100 m.

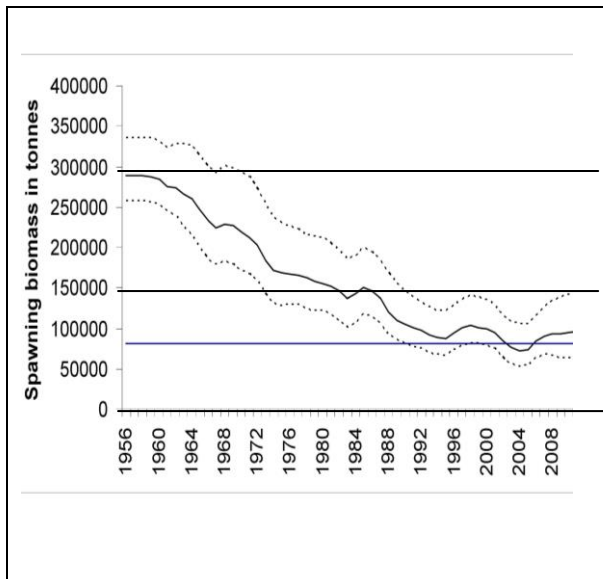


Figure 12. Trend of the albacore adult biomass estimated by SCRS in 2010.

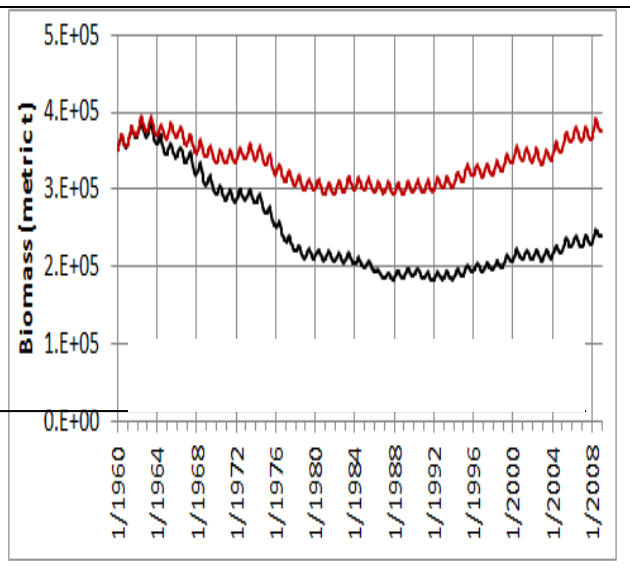


Figure 13. Same result estimated by SEAPODYM (black curve).

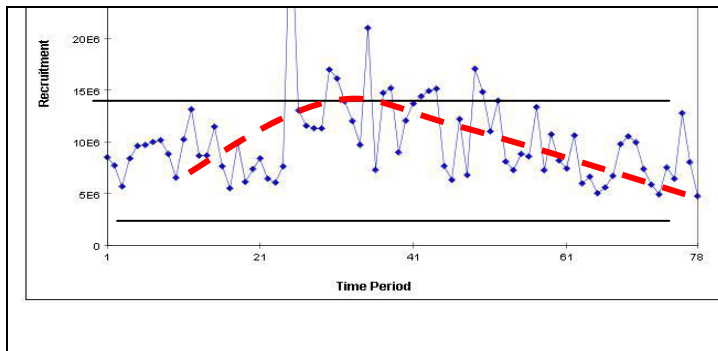


Figure 14. N-Atlantic albacore yearly recruitment estimated by MFCL in 2010 during the 1930-2008 period.

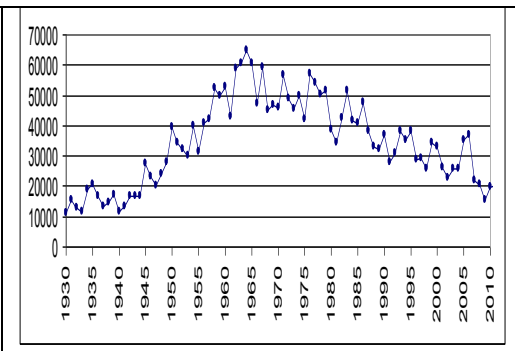


Figure 15. N-Atlantic albacore yearly catches.

REVIEW AGEING PROTOCOL FOR ATLANTIC NORTHERN ALBACORE (*THUNNUS ALALUNGA*)

Mauricio Ortiz¹

SUMMARY

Ageing protocols for albacore tuna were revised and compared to the CAA produce in the last assessment of 2009. In prior assessments, an application of the Kimura-Chikuni method was used with quarterly mean size at age estimates and associated expected variance at size by age. These estimates are based on the deterministic growth function adopted in 2009. This document describes the application of the algorithms for ageing the 2011 catch at size matrices and compared to estimates of the 2009.

RÉSUMÉ

Les protocoles de détermination de l'âge pour le germon ont été révisés et comparés à la prise par âge (CAA) produite lors de la dernière évaluation de 2009. Dans des évaluations antérieures, on a appliqué la méthode de Kimura-Chikuni avec des estimations de la moyenne trimestrielle des tailles par âge et la variance de taille par âge escomptée associée. Ces estimations se basent sur la fonction de croissance déterministe adoptée en 2009. Le présent document décrit l'application des algorithmes pour déterminer l'âge des matrices de prise par taille de 2011 par rapport aux estimations de 2009.

RESUMEN

Se revisaron los protocolos para la determinación de la edad del atún blanco y se compararon con la CAA realizada en la última evaluación, en 2009. En evaluaciones anteriores, se utilizó una aplicación del método Kimura-Chikuni con estimaciones trimestrales de la talla media por edad y con la varianza de talla por edad prevista asociada. Estas estimaciones se basan en la función de crecimiento determinista adoptada en 2009. Este documento describe la aplicación de los algoritmos para la determinación de la edad de las matrices de captura por talla de 2011 y compararlas con las estimaciones de 2009.

KEYWORDS

Albacore, Ageing, Size at age, Growth

1. Introduction

Northern albacore tuna is one of the major temperate tuna species targeted by several fleets in the Atlantic. Age structure base models require the input of the catch at age (CAA) matrix for stock evaluation. CAA is estimated from the Catch-at-size (CAS) matrix, assuming a constant specific size at age relationship, since there is not sufficient age sampling to generate Age length keys by year (ALK). Since prior assessments it has been recommended applying the Kimura-Chikuni algorithm (Kimura and Chikuni, 1987) with quarterly age-size estimates derived from the Bard's growth model (Bard, 1981) with estimates of variance of size at age inferred from the Multifan runs. During the data preparatory meeting (Anon 2013) a preliminary CAA matrix was presented. However in view of significant differences comparing with the CAA from the prior assessment (2009), it was requested a review of the protocol and algorithms and a report on the sources of differences. This manuscript summarizes the request results.

2. Materials and Methods

The north Atlantic albacore growth by Bard (1981) follows a von Bertalanffy growth model with $L_{inf} = 124.74$ cm fork length, $k = 0.23$, $t_0 = -0.9892$. Following the recommendations from prior assessments the growth was modeled by annual quarters (Jan-Mar, Apr-Jun, July-Sep and Oct-Dec) with birth schedule at the beginning of

¹ ICCAT Secretariat, Calle Corazón de María 8, 6th floor, Madrid 28002. Spain. Email: Mauricio.Ortiz@ICCAT.int

the 2nd quarter (Apr). **Table 1** is the matrix of mean size at age and variance (sigma) of size at age by age and calendar quarter adopted in 2009 stock assessment (Anonymous, 2010). **Figure 1** shows the estimated mean size at size adopted by the WG in 2009 (MLAA) and the corresponding predicted size by Bard's growth model. There are some differences.

The Catch-at-Size input file for 2011 included some updates and new in Task II Sz/CAS submitted by CPCs since last assessment. But in general overall there are minor changes when compare CAS 2009 vs. CAS 2011. **Figure 2** shows the differences in total numbers and **Figure 3** by year-quarter. The algorithms of Kimura-Chikuni (KC) have been updated to R by the authors, ageing function and the script for ageing the CAS is provided in **Appendix 1**. Ageing was applied to the CAS matrix for sizes 40 to 150 FL cm (150 represent a plus size group, e.g. integrating over 150 cm fish). Because the MLAA already reflect the birth correction (e.g. smallest fish are in the calendar quarter 2) not modifications were done in the CAS by calendar. In the ageing algorithm, the solution cut-off value (epsilon) was set to 1 10E-5. A test evaluated different values of epsilon from 0.1 up to 1 10E-8. The partial CAA use the same fisheries definition as in 2009 (Anonymous, 2010).

3. Results and Discussion

Initial results of the CAA 2013 using the KC program shows large differences compared to the CAA produce in 2009, particularly in the distributions by age and year (**Figure 4**). Four potential sources were addressed in order to identify the main differences between 2009 CAA and 2013 CAA.

a) Input CAS. The comparison indicates very small differences in the input CAS. From 1975 to 2007, the total number of fish in CAS decreased by 114,379 fish (0.08%) compare to 2007 input CAS. Main difference in 2000, due to a re-classification of some size samples from the Venezuela fleets. Other differences in 2007 (updates of the CPCs for latest year), and minor ones in 2004-06, 1986-87 and 1990-92. But overall, the CAS by Fleet and Quarter is very similar between the 2007 and current assessment. In conclusion, these differences in CAS do not explain the differences on CAA results.

b) Check of the input Probability Mean Length-at-age MLAA. The Mean size at age and the variance (input as CV) used in 2013 are the same as of 2007, as indicated in table 8 of the 2009 report, including ages 0 to 15, and from 40 to 150 cm (expanded as in 2009, the upper size limit was 130 cm FL). Also, noted that the MLAA by quarter are close but not exactly the same as the predicted by the growth model adopted in 2009, Bard [Linf 124.74, k 0.23, and t0 -0.9892], estimated at the mid-point of each quarter (**Figure 1**).

Important however, to note that already in the MLAA it is assume that fish are born I Q2, thus the expected mean size of Q1 represents the largest fish born in the prior year (young of the year), and for older ages is the largest expected mean size for each age group. This implies that the fish are born in the mid-point of the 2nd calendar quarter (e.g. May 15th).

c) The KC algorithm settings. Already in 2009 they were identify some issues with the solutions provided by the algorithm KC (SCRS/2009/102). The recommendations from that study were: include age 0 in the CAA estimation and MLAA probability matrix, include up to age 15 at least for NALB, and decrease the cut-off value (epsilon) of the search algorithm. These recommendations were evaluated and implemented in the KC 2013 algorithms. In 2013, MLAA were extended from sizes 40 to 150 cm FL, and ages 0 to 15. It was also used the cumulative frequency probability for the 1st bin size (40) and check that sum of probabilities at size by age were 1 or very close to 1 (all above 0.98). A test for the epsilon (or cut-off value for the algorithm solution) was evaluated. Briefly, epsilon values from 0.1 to 1E-8 were evaluated for the same input CAS data. It was considered the trial with 1E-8 as base case. Results of the epsilon test are shown in **Figure 5**. The results indicated that substantial differences are observed if epsilon is set above 1 10E-4. Based on the results it was adopted 1 10E-5 as epsilon setting for the algorithms, as higher values greatly increase the computing time with minor gains in precision. The results indicate that epsilons of 1E-5 or lower produce stable results with absolute differences among year-age distribution of less that 0.01% on total. Also this test confirm that the total number of fish in the CAS input was the same as the total fish in the CAA output, for all epsilon values. Inherently, the variations in age-distributions associated with epsilon (values of 1E-4 or above) were greater with the ages with highest number of fish. It is recommended using at least an epsilon value of 1E-5 with the KC algorithm. The differences observed in relation with epsilon could partially explain differences in CAA 2009 and 2013 versions.

d) Other main item found to account for the differences in CAA, was the setting of the quarter of the year CAS input records. It has been confirmed that in 2009, the calendar quarter were modified such the CAS was introduced with birth quarter adjusted such Jan-Mar was designated Q4, Apr-Jun Q1, Jul-Sep Q2, and Oct-Dec

Q3. When this modification was introduced with the 2013 CAS input file, the CAA output is close to the values estimated in 2009 (**Figure 6**), note that age 1 it was age 0 + age 1 in 2009, and age 8 is a plus group including ages 8 to 15. The same results were seen comparing directly with the input VPA-2box data file.

In conclusion, the differences in CAA between 2009 and 2013 seem mostly explained by the definition of the quarter use as input in the KC algorithm. Because the actual total numbers of fish by year did not change, the "cohort year" was not modified (e.g. assigning size samples of Jan-Mar to the prior calendar year). The epsilon and size range could also explain some of the differences, but in less proportion. However, there are still some differences not accounted for. Therefore it was possible to match CAA total by year, but not exactly by age group. It was confirmed that using CAS input with quarter birth (e.g. reassigning Jan-Mar samples to Q4), and 0 to 15 ages, the CAA estimated is similar to the 2009 CAA used as input for the VPA in 2009.

However, it is noted, that using the correction of MLAA for quarter 1 (**Table 1, Figure 1**) plus adjusting the CAS input to Quarter birth is doing "double" the correction and thus incorrect, for generating CAA with the KC algorithm. The explanation is that because already the MLAA by quarter are indicating that for example, a fish 42 cm sampled in February is most likely (e.g. high probability) of being assigned age 0, while a fish caught in August also 42 cm likely will be assigned as Age 0. If besides this MLAA matrix, the date of the samples are adjusted, e. g. the same fish caught in August would be "moved" to May quarter and it will incorrectly assigned to age 1 (**Table 2**).

Therefore the recommendation is to continue using the MLAA as developed (noticing however, that they don't match exactly with the growth model adopted), use the Calendar quarter and inform the VPA model that the month of birth for N-ALB is 3, enter CAA, Catch, WAA, PCAA, maturity, etc. in calendar year Jan-Dec in all cases. Following these recommendations, the 2013 CAA for north Albacore ages 0 – 15+ is presented in **Table 3** and **Figure 7**, corresponding PCAA for the same fleet definition of 2009 are show in **Table 4**. Cumulative and density frequency PCAA distribution by VPA Fleet definitions are shown in **Figure 8**. Notice that for 2007-08 there is limited information for the US-LL fleet.

References

- Anonymous. 2010. Report of the 2009 ICCAT Albacore stock assessment session. Madrid, Spain July 13 to 18 2009. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 65(4):1113-1253.
- Anonymous. 2013. Report of the 2013 ICCAT north and south Atlantic albacore data preparatory meeting. Madrid, Spain April 22 to 26.
- Bard, F.X. 1981, Le thon germon (*Thunnus alalunga*) de l'Océan Atlantique. Ph.D. Thesis presented at the University of Paris, 333 p.
- Kimura, D.K. and Chikuni, S. 1987, Mixtures of empirical distributions: an iterative application of the age length key. Biometrics 43: 23-35.

Table 1. Mean length at age (MLAA) and associated variance (sigma) by age and calendar quarter for the northern albacore stock based on the Bard's growth model.

	age:	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Quarter 1	mean	44.46	59.75	72.06	81.96	89.93	96.35	101.52	105.68	109.03	111.72	113.89	115.63	117.04	118.17	119.08	119.81
	sigma	2.73	3.05	3.31	3.54	3.73	3.89	4.03	4.14	4.24	4.32	4.39	4.45	4.5	4.54	4.58	4.61
Quarter 2	mean	30.61	48.6	63.08	74.74	84.12	91.67	97.75	102.65	106.58	109.75	112.31	114.36	116.01	117.35	118.42	119.28
	sigma	2.73	3.05	3.31	3.54	3.73	3.89	4.03	4.14	4.24	4.32	4.39	4.45	4.5	4.54	4.58	4.61
Quarter 3	mean	35.48	52.52	66.24	77.28	86.16	93.32	99.08	103.71	107.44	110.45	112.86	114.81	116.37	117.64	118.65	119.47
	sigma	2.73	3.05	3.31	3.54	3.73	3.89	4.03	4.14	4.24	4.32	4.39	4.45	4.5	4.54	4.58	4.61
Quarter 4	mean	40.09	56.23	69.22	79.68	88.1	94.88	100.33	104.72	108.26	111.1	113.39	115.23	116.72	117.91	118.87	119.64
	sigma	2.73	3.05	3.31	3.54	3.73	3.89	4.03	4.14	4.24	4.32	4.39	4.45	4.5	4.54	4.58	4.61

Table 2. Probability of age assignment for a fish (albacore north) of size 42 cm FL, sampled during the year.

Cal Qtr	Month	Age0	Age1	Age2	Age3	Age4
Q1	Jan Mar	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Q2	Apr Jun	0.0062	0.9938	0.0000	0.0000	0.0000
Q3	Jul Sep	0.9848	0.0152	0.0000	0.0000	0.0000
Q4	Oct Dec	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Table 3. Estimated CAA north ALB stock 2013. CAS input using the calendar quarter definition, see text for details.

Year	Age_0	Age_1	Age_2	Age_3	Age_4	Age_5	Age_6	Age_7	Age_8	Age_9	Age_10	Age_11	Age_12	Age_13	Age_14	Age_15
1975	11762	477040	1476729	1403321	428884	171347	106435	77139	50028	30553	19154	12770	9125	6990	5821	5384
1976	7530	1069458	2162027	1050125	734451	409380	235539	131192	70741	37873	21074	12623	8260	5891	4580	3802
1977	5299	555836	2295220	1253662	480070	345543	233630	130969	69214	36313	20013	11988	7887	5679	4475	3793
1978	14635	2261986	2459274	1046468	397258	223112	163395	97608	50326	25154	13528	8184	5575	4200	3447	2985
1979	45142	864989	2256061	1600921	578962	252339	111964	53595	29757	18077	12237	9145	7383	6362	5819	5547
1980	9303	1665186	1626685	1137755	317302	141261	83844	52879	28285	14277	8121	5531	4280	3566	3141	2931
1981	10964	1154142	1537500	865646	319489	106636	65871	48303	32430	21265	14856	11444	9689	8887	8769	9070
1982	2005	319894	1666988	1296928	489193	143015	90754	67652	46081	30448	21267	16469	14132	13100	12969	13389
1983	9570	1078560	1617390	1385847	595854	264005	156535	94804	56040	33308	21337	14865	11154	8945	7718	7082
1984	11181	712085	1189973	864252	345454	230093	178911	129154	81106	48346	30185	21109	16791	14931	15017	16375
1985	16045	1124898	1383716	882822	311614	205586	146087	91034	55884	36403	25997	20103	16387	13817	11990	10694
1986	27579	891420	1603745	1103649	399453	211395	161298	113746	75352	51539	37102	27834	21454	16890	13674	11436
1987	4124	443870	2344578	1265790	258370	70305	44221	32264	22895	16369	12244	9646	7897	6632	5662	4810
1988	7364	1706185	2008752	888535	200526	52503	27662	17821	11903	8054	5764	4397	3518	2901	2445	2085
1989	5973	1134350	1743158	1128427	222753	65682	32296	13930	7266	4296	2711	1842	1354	1067	893	779
1990	59056	1153547	2315708	805352	275168	137548	84106	44853	24794	14460	9042	6039	4330	3354	2811	2498
1991	38468	1316900	1990461	576481	171798	108759	58039	18395	6790	3319	1943	1255	874	654	526	444
1992	14876	1291002	1786160	758447	170381	55855	56253	44180	32214	22228	14734	9825	6813	4971	3845	3105
1993	13948	1127445	1862543	1143178	337904	111711	80885	53347	30386	17238	10497	7008	5162	4166	3659	3448
1994	10297	805023	2200656	735078	219600	83426	57612	40908	25703	16201	11685	10787	11810	14189	18338	24756
1995	41328	1320844	2095899	851623	196786	136202	111908	77394	49039	29669	17975	11303	7515	5324	4127	3505
1996	9581	1461998	2150212	356531	117414	86872	71234	45440	26855	15426	9173	5875	4117	3165	2653	2325
1997	81888	1738879	1637256	692943	159463	64672	45093	32215	21056	12722	7622	4787	3250	2411	1960	1704
1998	5695	1992744	1723723	479018	132889	40962	26861	21014	14643	9354	5869	3807	2628	1953	1574	1353
1999	26218	1831244	1435806	977411	307068	106602	56472	36052	23582	14869	9270	5963	4048	2897	2172	1663
2000	8171	1028336	1628418	883153	213893	72001	104145	95383	51261	21810	9035	4177	2315	1546	1209	1032
2001	3094	512027	816461	706100	279328	142596	122536	72921	32847	13886	6397	3362	2022	1379	1060	878
2002	16130	879000	407395	273302	291221	185059	135902	83186	42816	21271	11142	6356	4007	2852	2376	2272
2003	12588	1771368	648364	400566	241757	145376	119504	75653	38875	18955	9806	5630	3598	2522	1919	1542
2004	13415	875023	1342599	547537	184744	115484	81148	49871	28340	16134	9784	6457	4646	3621	3048	2724
2005	31342	1321635	1633779	1016641	312194	132383	87553	49154	25381	13156	7155	4192	2704	1949	1598	1460
2006	23027	1286098	1952190	1084087	375769	92750	54849	35441	20727	11918	7073	4458	3040	2251	1805	1529
2007	8854	343185	1078407	805441	155363	56236	40829	28330	16979	9417	5341	3297	2313	1936	2103	2666
2008	16467	704412	1004616	509434	225008	49382	32392	22546	13637	8572	6073	4914	4417	4295	4527	5129
2009	23572	265416	658744	526662	163547	41789	22187	14519	9770	7587	6385	5427	4651	4052	3603	3262
2010	28197	576691	1207936	393936	166822	54744	34206	30357	21390	13669	8968	6381	4947	4096	3550	3138
2011	17518	995667	755105	641496	114835	59184	39787	28237	18332	11205	7156	5026	3902	3291	2963	2782

Table 4. Estimated P-CAA north ALB 2013. Fleet definition as in 2009 SA VPA.

Fleet	Year	Age 01	Age 2	Age 3	Age 4	Age 5	Age 6	Age 7	Age 8P
BBEspCt	1975	164644	419584	420164	98189	15550	2126	506	257
	1976	245645	368757	412840	250413	72452	14559	2921	784
	1977	99736	365830	366475	81882	36686	22086	12136	14031
	1978	882706	270310	292649	146101	33945	10144	1792	1057
	1979	347042	720574	691006	139587	18595	4490	1110	716
	1980	761974	471446	696652	167894	21753	3070	910	2077
	1981	549996	484755	446996	147667	18184	1504	176	123
	1982	88805	697082	711699	202783	18032	1588	312	136
	1983	798647	567992	707035	262062	40282	8086	1248	486
	1984	210216	154599	322712	94367	9882	1650	449	180
	1985	569722	502217	381277	85103	11234	2687	633	354
	1986	404083	546248	621377	174909	22339	3586	764	355
	1987	163614	1275595	769512	113514	9922	696	74	31
	1988	1094739	973564	461982	61833	6189	1654	1272	1966
	1989	676407	640433	596274	124575	18672	3817	1085	1122
	1990	780854	881820	378315	134529	26754	5682	1937	1240
	1991	674828	597409	145379	36478	3319	253	46	42
	1992	550220	478597	328368	85652	10086	1123	260	114
	1993	617271	529074	332041	47830	2492	227	44	39
	1994	411038	618648	271324	52964	3678	238	25	14
	1995	495978	582132	320409	35810	1504	76	10	5
	1996	592657	861426	117884	22564	1843	123	23	14
	1997	739975	203485	359359	59169	9183	4770	2737	3782
	1998	1183924	389138	105763	20271	2147	332	130	68
1999	887384	243396	143550	50164	14966	4019	953	474	
2000	680873	471694	432774	84679	8708	1430	420	262	
2001	154246	157519	150712	20956	6666	3859	1681	1475	
2002	290408	26156	97128	76716	20036	6364	2056	1103	
2003	997234	215345	89703	53349	14095	5190	2027	1042	
2004	334361	560790	222286	45788	6385	1376	694	703	
2005	171718	275788	495355	146918	14761	2259	553	186	
2006	388660	883008	490489	174484	13575	702	180	168	
2007	84218	292404	466349	71741	16494	5673	1340	471	
2008	252156	347086	236321	90644	7599	679	178	81	
2009	8162	83175	272261	94467	11370	1260	202	116	
2010	74583	378994	145267	80963	16022	1720	195	59	
2011	712970	80051	96619	12435	7234	3114	910	924	
LL_CTP	1975	420	16916	85491	100807	70048	52527	39557	70432
	1976	3427	31276	119100	191679	175832	122648	72688	89630
	1977	2982	31123	112396	148848	158333	119101	72147	90115
	1978	671	6171	49563	81046	109485	98684	63262	62261
	1979	3267	21343	77873	127187	87308	43877	23413	30194
	1980	4389	22307	39290	77662	85573	61481	41003	49889
	1981	7099	19246	48518	63514	40079	34099	30369	84179
	1982	7598	56548	91897	76961	74802	59190	44402	127798
	1983	7387	41275	107534	158871	144446	103494	67961	129093
	1984	19953	49520	106066	131862	133997	107568	72037	151522
	1985	5291	29818	94235	132805	142552	106379	67853	159409
	1986	8816	41104	135985	168911	163014	134019	95559	226479
	1987	46730	62325	76277	59763	36610	30002	23679	72798
	1988	14908	19883	24334	19066	11679	9571	7554	23224
	1989	758	35	10484	16456	26440	16144	4656	1372
	1990	0	33	11350	21468	32741	18430	4761	4312
	1991	0	1551	67504	50586	80786	44271	10651	5416
	1992	0	0	325	2032	1500	4493	10817	56610
	1993	1508	11101	89522	90610	66245	43790	27461	39869
	1994	4598	24000	31213	31500	31943	25205	18263	91171
	1995	7161	8341	65311	70052	51806	30460	15270	14682
	1996	8318	4093	13435	25910	47486	40298	24386	34235
	1997	40	2802	73500	49291	21423	16736	12591	21597
	1998	12	2044	73043	42801	18070	13580	10998	22441
1999	22	3818	136399	79927	33744	25356	20537	41903	
2000	0	274	4183	2517	17114	67867	71221	63525	
2001	69	1228	43814	53102	35565	48581	30396	20041	
2002	1	994	11334	21802	51511	53212	33527	34600	
2003	212	1323	13890	41509	51863	51089	33984	31687	
2004	241	5296	25067	36593	49764	39428	24300	35911	
2005	23	2600	9909	23713	29905	25974	16983	19473	
2006	200	5346	10521	16945	22535	23258	16736	22416	
2007	3	526	3503	3774	7257	12091	11294	17995	
2008	14	499	1380	1645	3055	5381	5940	21914	
2009	0	16	442	1580	2807	3517	3038	18610	
2010	0	0	55	686	4453	11177	13431	29709	
2011	1489	0	15	807	4787	12173	14059	21984	
LL_JPN	1975	91	2564	12168	21105	17645	9667	4813	7381
	1976	521	2637	13755	23588	19147	10303	4521	4303
	1977	375	3533	12844	14218	10556	5375	2230	1895
	1978	518	3515	9786	8862	5545	2907	1474	1822
	1979	505	6308	20295	24783	13717	7335	3445	2887
	1980	506	5300	17740	19281	11668	6450	3121	3170
	1981	2204	12733	26924	28228	17258	11110	6129	8039
	1982	666	1213	11087	14277	8673	5217	2680	3241
	1983	1087	6402	27651	18395	11147	6030	2912	3010
	1984	1400	4075	4758	5649	6231	4285	2583	4320
	1985	71	1088	8105	11802	9592	7018	4019	4429
	1986	65	845	4326	6332	4824	3486	2030	3180
	1987	16	964	4204	5037	5146	3712	2427	4024
	1988	63	2084	8646	10803	8298	5140	2883	3336
	1989	118	4156	9339	10065	8320	4831	2566	4262
	1990	144	2675	8446	11356	9258	5373	2613	2624
	1991	1546	4613	11306	11828	6132	3695	2128	2744
1992	1831	4482	4028	6596	5409	2908	1544	2351	

1993	23576	3615	4866	8085	3670	1929	1287	2156
1994	14898	355	6940	10068	5177	2453	1329	1742
1995	3306	245	4567	6576	3596	2170	1500	2396
1996	0	297	6471	8727	4055	2162	1635	3104
1997	243	1258	3580	3975	2727	2468	1909	4453
1998	329	1652	4185	4048	2760	2561	2015	4761
1999	507	4728	7812	8373	3370	1730	996	1642
2000	792	3726	5948	7504	6213	5087	3081	5573
2001	1188	6412	18188	17203	10229	6394	3728	5981
2002	49	2804	10514	9543	5691	4154	2788	4924
2003	254	1347	6953	8363	6319	4692	3130	5286
2004	6231	2927	10047	11126	7999	5897	3948	5990
2005	17298	7319	14509	9849	14783	12593	6696	6384
2006	402	1584	7082	9355	10225	6065	2935	4305
2007	452	1628	2467	2474	2606	1875	1433	2614
2008	48	620	1385	2956	4910	3842	2122	3194
2009	29	991	1821	2548	3740	2998	1499	1424
2010	18	443	881	1742	3798	3780	2748	7840
2011	44	1762	3134	3934	4665	3511	2046	4991
LL_USA	1975	0	0	0	0	0	0	0
	1976	0	0	0	0	0	0	0
	1977	0	0	0	0	0	0	0
	1978	0	0	0	0	0	0	0
	1979	0	0	0	0	0	0	0
	1980	0	1	12	52	42	39	28
	1981	0	0	3	13	10	10	7
	1982	1	2	50	210	167	156	110
	1983	1	2	40	171	136	126	89
	1984	1	3	78	328	261	243	172
	1985	1	2	37	158	126	117	78
	1986	2	5	117	495	394	367	260
	1987	0	29	200	304	436	443	294
	1988	0	4	92	408	545	525	400
	1989	0	0	35	371	696	544	379
	1990	0	4	51	672	1717	1491	977
	1991	3	12	727	1786	2247	2001	1310
	1992	2	2	57	408	1019	1156	900
	1993	0	15	490	2988	1766	1207	1058
	1994	6	68	545	3078	2463	1694	1279
	1995	5	14	193	1944	3352	3249	2493
	1996	3	16	180	588	1030	1222	956
	1997	2	11	229	876	1469	1773	1454
	1998	0	3	300	1776	1467	1413	1214
	1999	14	24	220	1588	1702	1616	1349
	2000	0	12	973	2599	1494	1007	700
	2001	0	26	594	2614	2703	1594	894
	2002	1	10	228	1315	1911	1427	837
	2003	0	2	107	727	1359	1170	681
	2004	2	4	155	777	1286	1201	833
	2005	0	6	297	980	1091	967	701
	2006	0	2	320	1195	1072	750	550
	2007	0	0	0	0	0	2	8
	2008	0	0	0	0	2	7	18
	2009	67	37	1680	3209	2090	909	604
	2010	0	22	423	3601	3496	914	328
	2011	0	9	1321	3837	2735	1570	1196
others	1975	154985	405999	430521	153823	61296	41166	32084
	1976	132187	200946	252465	208070	133196	86779	50782
	1977	57069	211189	234388	132835	133679	86268	44228
	1978	52406	17474	42990	72507	64623	49952	30786
	1979	20928	33983	18796	38575	45477	35973	22859
	1980	18338	18982	36951	30657	19938	12254	7727
	1981	61021	68690	48848	45731	28487	18700	11517
	1982	45937	20479	37258	37790	24411	23666	20049
	1983	185813	24572	28526	65540	61381	38489	22571
	1984	230137	29699	22808	68991	75801	64772	53880
	1985	57993	47567	49352	37945	37133	28683	17918
	1986	19267	35694	11582	14547	17334	18299	14483
	1987	8957	43547	23889	9313	10463	8561	5627
	1988	87848	236657	69464	14376	9948	6854	4158
	1989	96695	367696	107362	14710	8003	6555	5087
	1990	120600	425580	130055	54614	59637	51372	33817
	1991	174207	477604	158534	49536	14465	7413	4150
	1992	307098	728588	209178	44498	35387	46157	30555
	1993	191702	793790	534268	169317	36648	33701	23496
	1994	135776	964915	281311	106615	39406	27910	19950
	1995	107831	616039	216434	56392	74211	75789	58096
	1996	370150	571833	133379	50059	31639	27322	18409
	1997	512292	702857	81655	24849	27831	19040	13450
	1998	418124	894947	133962	31699	12185	8485	6600
	1999	529110	738896	475202	123009	42312	20736	11340
	2000	219294	876991	240757	63605	26078	25222	18818
	2001	236739	362155	319068	163859	83164	60050	34713
	2002	200334	83579	89137	159948	99732	68218	42815
	2003	185184	87744	203468	117847	62520	51123	32788
	2004	40336	94192	140119	68125	44438	31262	19267
	2005	410314	362923	289043	113668	68598	44610	23761
	2006	75007	176620	343615	159031	44388	23755	14962
	2007	36465	181919	182535	61898	26877	20038	13736
	2008	43478	210538	165604	112134	32509	22345	14242
	2009	56038	220512	104756	43717	19758	13033	9036
	2010	142369	189850	76349	47379	23903	16174	13409
	2011	89266	418628	401821	85202	38636	18990	9848
TR_ESPCT	1975	121742	286020	186744	38261	6054	828	141
	1976	363486	793310	170042	51963	8115	1179	264
	1977	237272	996225	312180	60526	3722	471	134
	1978	928135	1074573	400084	83732	9512	1708	293

1979	451921	1340790	456931	41296	4558	1447	437	599	
1980	617484	731497	298363	21341	2280	550	92	63	
1981	396765	703664	244003	32778	2503	425	104	124	
1982	141960	849317	387134	49148	2425	86	5	1	
1983	78878	809653	426774	75250	5480	257	23	7	
1984	195464	711489	304773	33073	2930	294	31	9	
1985	423968	670368	292027	36565	4132	1005	444	297	
1986	438706	883102	297652	30878	3145	1389	600	499	
1987	199900	841044	342416	61573	6759	704	141	92	
1988	499635	751943	313745	91060	15341	3792	1505	1904	
1989	364435	723905	402944	56403	3543	404	156	202	
1990	299493	988169	267928	48958	6648	1499	599	737	
1991	504784	909272	193030	21583	1810	406	109	59	
1992	446727	574491	216492	31195	2453	416	103	56	
1993	307336	524948	181992	19073	890	31	2	1	
1994	249005	592671	143744	15376	759	113	63	152	
1995	747891	889129	244710	26013	1733	163	27	53	
1996	500450	712545	85183	9567	819	108	30	17	
1997	568216	726844	174620	21304	2039	306	74	59	
1998	396049	435939	161765	32293	4332	490	58	12	
1999	440425	444944	214226	44008	10508	3015	877	432	
2000	135548	275722	198517	52989	12393	3531	1143	963	
2001	122879	289120	173725	21593	4270	2058	1509	2279	
2002	404338	293852	64960	21898	6178	2528	1164	1047	
2003	600666	342443	86141	19853	9183	6210	3023	2248	
2004	507105	678982	149251	22170	5563	1953	811	755	
2005	753129	984703	207206	16979	3231	1144	456	459	
2006	844855	885631	232060	14760	954	318	78	71	
2007	230881	601754	150394	15429	2995	1148	518	463	
2008	425182	445874	104744	17628	1307	138	46	23	
2009	224680	353986	145633	17995	2023	468	140	84	
2010	387919	638627	170961	32451	3073	441	245	359	
2011	209321	254396	138009	8516	1099	421	175	231	
TR_FRA	1975	46920	345647	268232	16699	754	121	38	22
	1976	331723	765101	81923	8737	638	71	16	8
	1977	163700	687319	215379	41761	2567	328	94	51
	1978	412187	1087231	251397	5011	2	0	0	0
	1979	86470	133063	336019	207533	82683	18841	2330	851
	1980	271798	377153	48746	415	8	0	0	0
	1981	148020	248411	50353	1557	114	24	1	0
	1982	36932	42347	57804	108023	14504	852	100	45
	1983	16317	167493	88287	15567	1134	53	5	1
	1984	66095.578	240587.28	103057.22	11184.17	990.6207	99.36506	10.4557	3.07505
	1985	83897.481	132656.56	57787.953	7236.075	817.1252	199.1382	88.1823	58.4987
	1986	48061.426	96745.933	32609.865	3380.277	345.7104	152.2347	65.6913	54.6247
	1987	28776.825	121073.49	49291.902	8866.715	969.0898	103.5646	22.2285	11.1192
	1988	16356.840	24616.779	10271.255	2981.077	502.2282	124.1674	49.2550	62.3499
	1989	1908.9039	6932.8942	1989.5506	173.5442	8.608103	0.776278	0.26458	0.09571
	1990	11513.653	17427.434	9206.2023	3570.230	794.1058	260.3285	149.452	302.647
	1991								
	1992								
	1993								
	1994								
	1995								
	1996								
	1997								
	1998								
	1999								
	2000								
	2001								
	2002								
	2003	405.98796	160.60826	303.97394	108.4748	37.31032	31.03436	19.5109	25.6085
	2004	161.84079	407.95702	613.28302	164.9936	48.82802	29.37255	18.1990	29.5274
	2005	494.21045	439.64277	321.71926	86.30834	12.25301	5.708348	4.04863	4.00694
	2006	0.0008696	0.0004861	0.0003881	0.000306	0.000242	0.000191	0.00015	0.00180
	2007	19.953035	176.12475	193.69397	47.15750	7.473490	2.154664	0.69667	0.85570
	2008	0.0008696	0.0004861	0.0003881	0.000306	0.000242	0.000191	0.00015	0.00180
	2009	11.700943	27.253468	69.865100	32.21795	1.834552	0.263003	0.00101	0.00176
	2010	0.0008696	0.0004861	0.0003881	0.000306	0.000242	0.000191	0.00015	0.00180
	2011	95.600268	257.99292	577.24848	103.7147	28.14660	7.253016	2.58496	2.77874

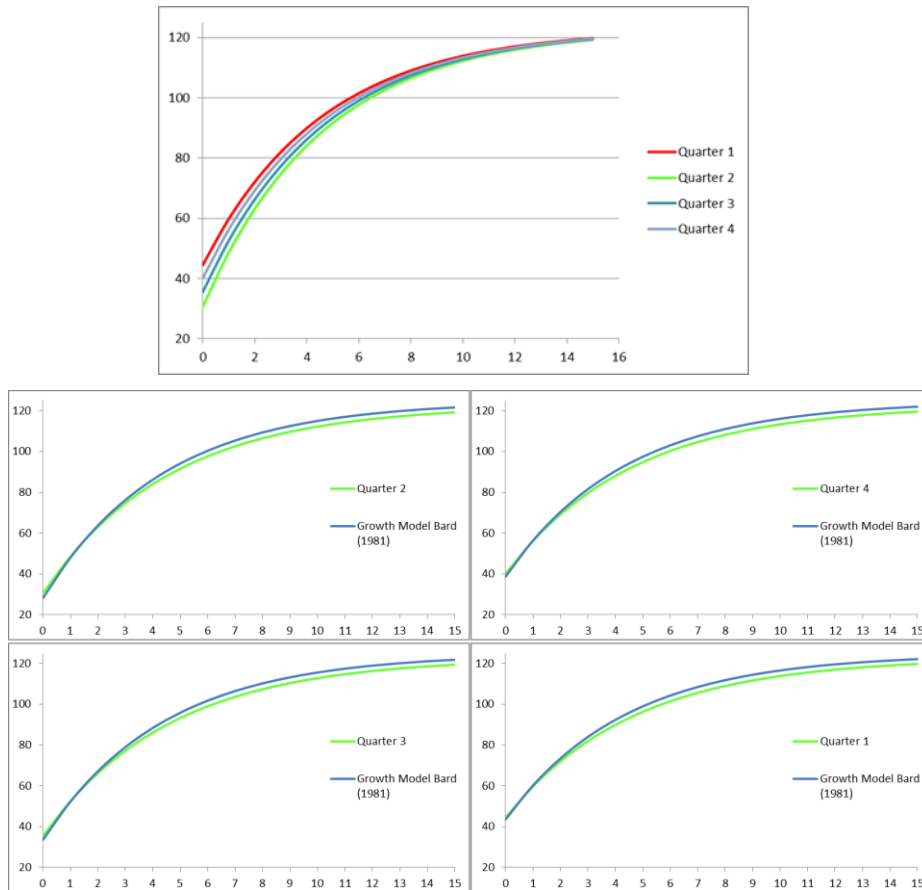


Figure 1. Estimated mean size at age by quarter and age for the north albacore stock.

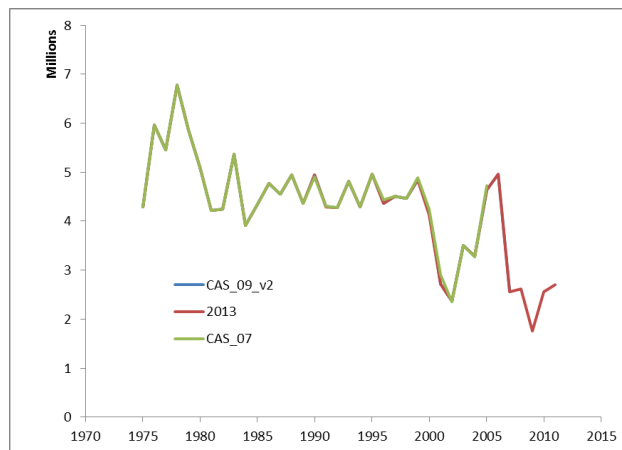


Figure 2. Annual number of the albacore fish in the CAS matrices of 2007, 2009 and 2013 stock assessment evaluations.

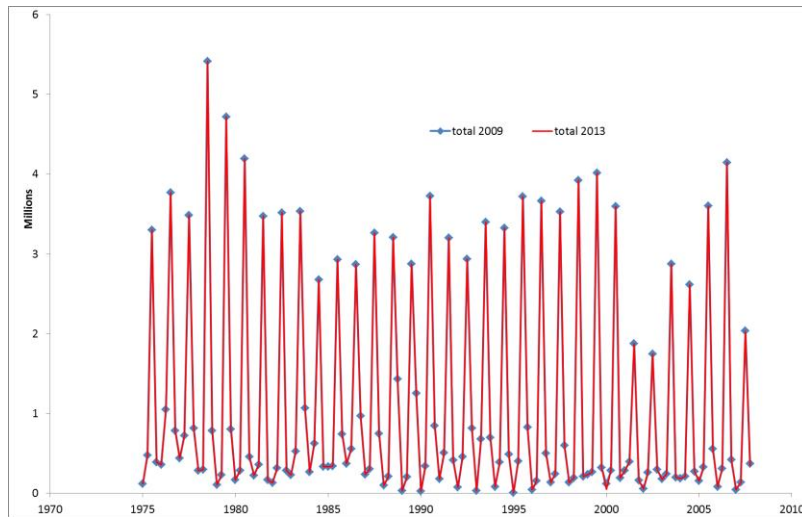


Figure 3. Comparison of the CAS (numbers of fish) by year and quarter between the 2009 and 2013 matrices.

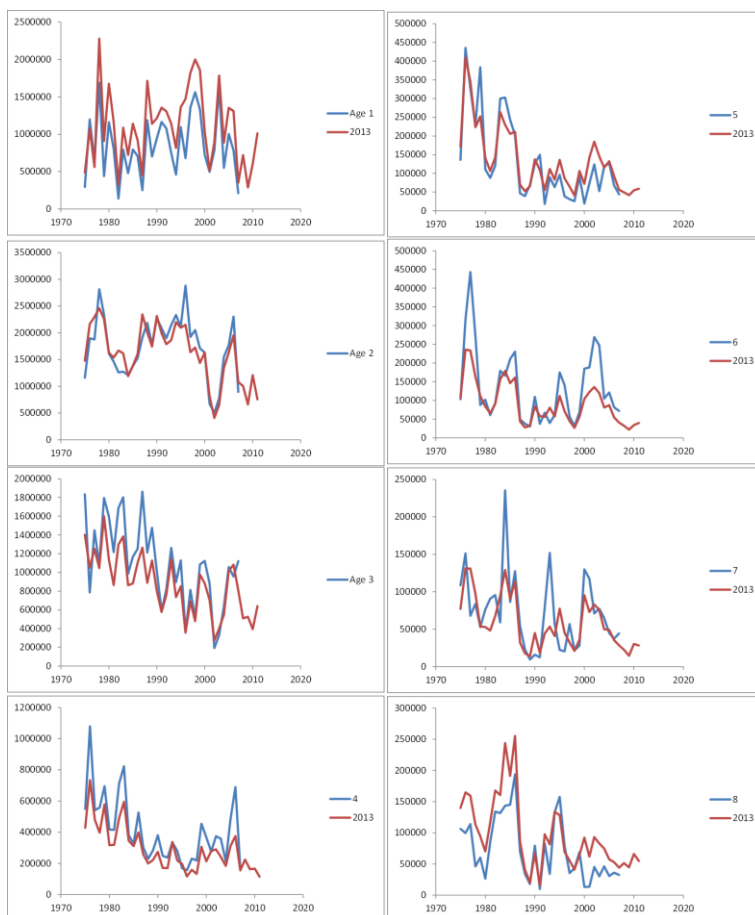


Figure 4. Comparison of the CAA 2013 (red line) and 2009 (blue line) by age class. Age 1 includes ages 0 and 1, age 8 is a plus group.

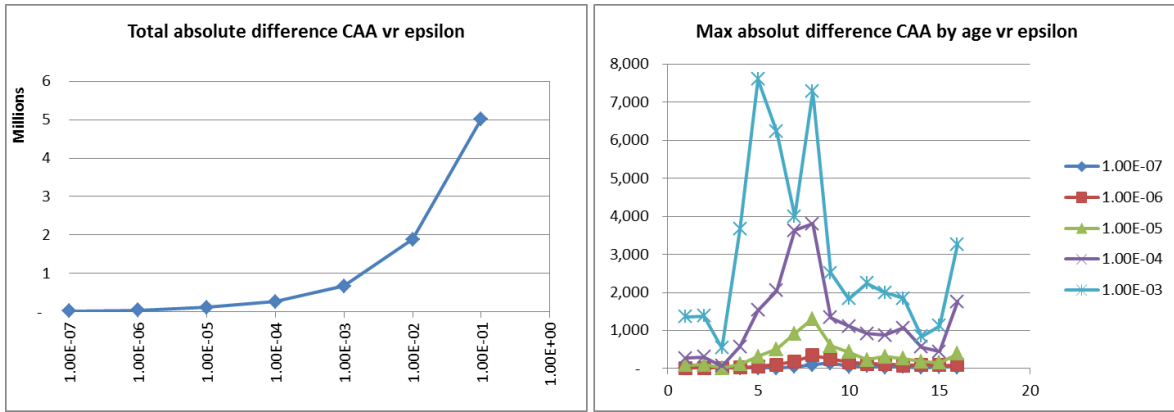


Figure 5. Test results of the Kimura-Chikuni epsilon (0.1 to 1 E-07) setting for ageing a common CAS input matrix. Left panel shows the overall differences in total numbers of fish. Right panel shows the maximum absolute difference by age class for each epsilon scenario.

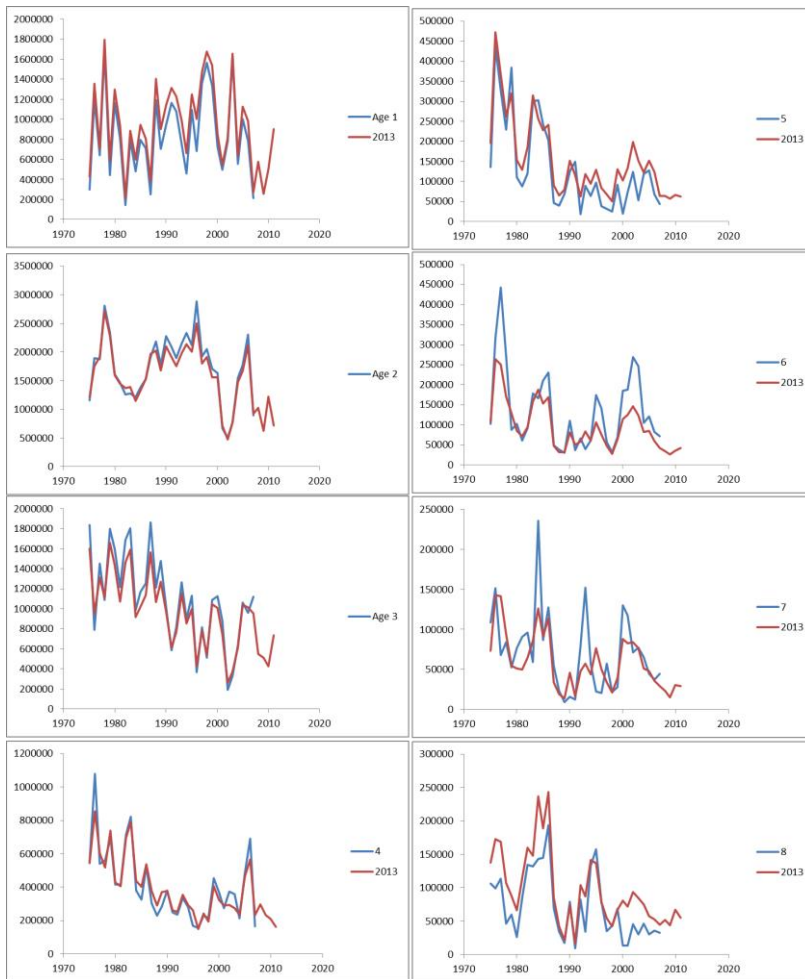


Figure 6. Comparison of the CAA 2013 (red line) and 2009 (blue line) by age class. Age 1 includes ages 0 and 1, age 8 is a plus group.

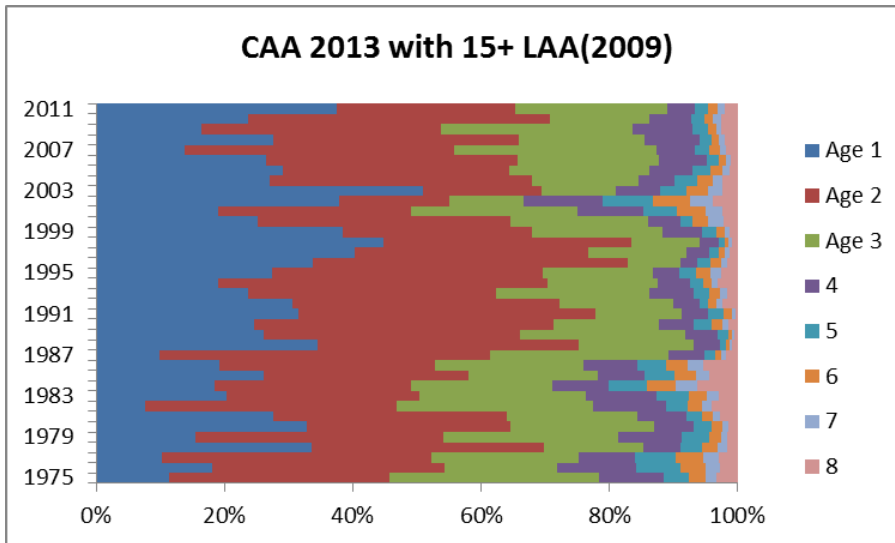


Figure 7. 2013 CAA estimated with KC algorithms, MLAA as shown in Table 1, and using CAS calendar quarter.

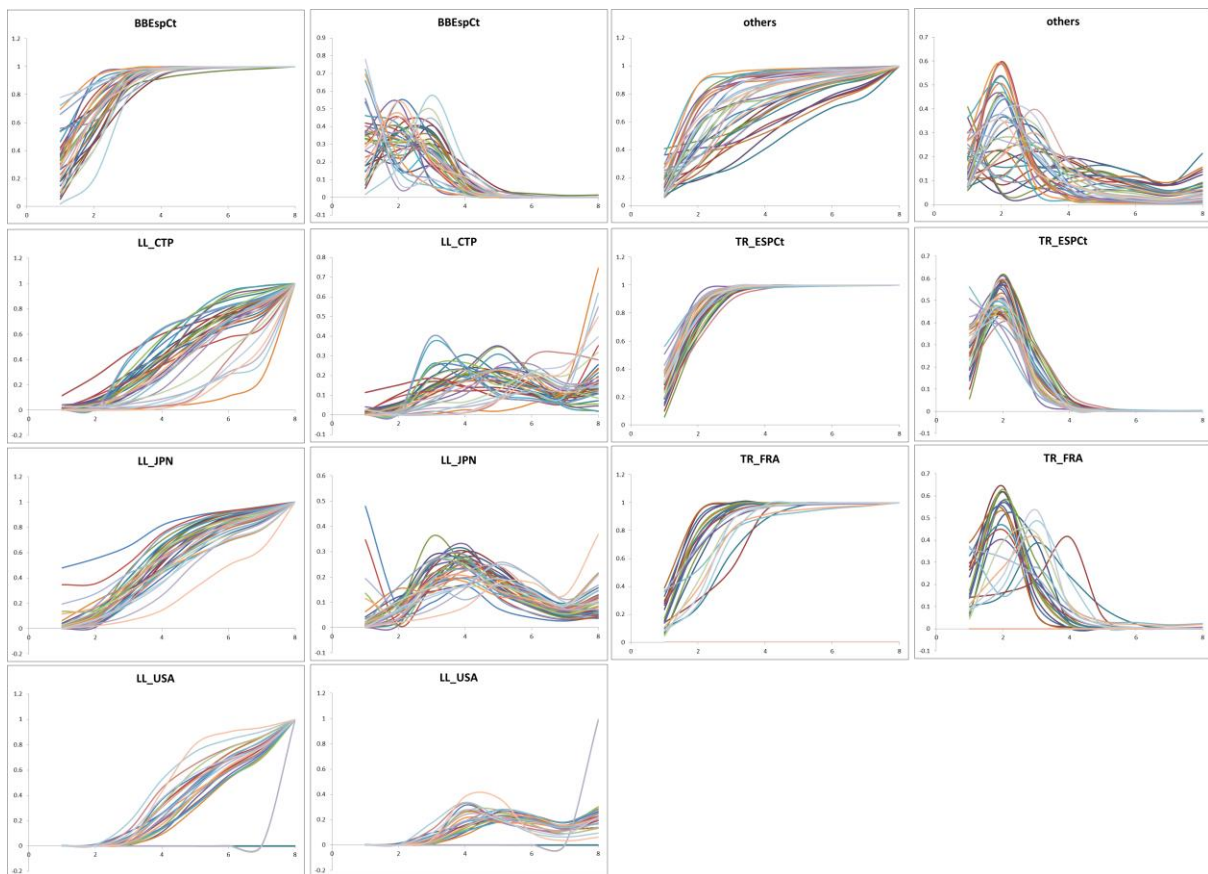


Figure 8. PCAA by N-ALB Fleet VPA input. Cumulative (left) and density distribution (right) annual trends.

APPLICATION OF A BAYESIAN SURPLUS PRODUCTION MODEL TO PRELIMINARY DATA FOR SOUTH ATLANTIC ALBACORE

Elizabeth A. Babcock¹

SUMMARY

The Bayesian Surplus Production (BSP) model that was applied to the South Atlantic albacore stock in 2011 was updated using an additional two years of catch data, and the CPUE data set that was produced at the 2012 data meeting. The same informative priors were used, as well as an alternative prior for r that was less informative. The alternative models were used to predict the probability of the stock achieving a biomass above B_{MSY} under a range of management scenarios. Kobe plots were also produced. Estimates of current status were dependent on which method was used to weight the CPUE data points.

RÉSUMÉ

Le modèle bayésien de production excédentaire (BSP) qui a été appliqué au stock de germon de l'Atlantique Sud en 2011 a été mis à jour à l'aide des données de capture de deux années supplémentaires, ainsi que du jeu de données de CPUE qui avait été produit à la réunion de préparation des données de 2012. Les mêmes priors informatifs ont été utilisés ainsi qu'un prior alternatif pour r qui était moins informatif. Les modèles alternatifs ont été utilisés afin de prédire la probabilité que le stock atteigne une biomasse supérieure à B_{PME} selon divers scénarios de gestion. Des diagrammes de Kobe ont également été élaborés. Les estimations de l'état actuel dépendaient du type de méthode utilisée pour pondérer les points de données de la CPUE.

RESUMEN

Se actualizó el modelo de producción excedente bayesiano (BSP) que se aplicó al stock de atún blanco del Atlántico sur en 2011 utilizando dos años adicionales de datos de captura y el conjunto de datos de CPUE que se realizó en la reunión de preparación de datos de 2012. Se utilizaron las mismas distribuciones previas informativas, así como una distribución previa alternativa para r que era menos informativa. Los modelos alternativos se utilizaron para predecir la probabilidad de que el stock alcance una biomasa por encima de B_{rms} en un rango de escenarios de ordenación. Se realizaron también diagramas de Kobe. Las estimaciones del estado actual del stock dependían del método utilizado para ponderar los puntos de datos de CPUE.

KEYWORDS

Catch/effort, Mathematical models, Stochastic models, Stock assessment, Population dynamics

1. Introduction

The Bayesian Surplus Production Model (BSP, McAllister et al. 2001, 2003, Babcock 2007, Babcock 2012), was used in the 2011 assessment of South Atlantic and Mediterranean albacore (Anonymous 2012). The model requires input data on catches, which do not need to be separated by fleet, as well as at least one index of abundance, such as a catch per unit of effort (CPUE) series. In addition, it is possible to use available biological information about albacore to set up a Bayesian informative prior probability density function for the rate of population increase (r); this constrains the model to estimate parameter values that are biologically plausible. Informative priors can also be used to constrain the value of the carrying capacity (K), and the starting biomass ratio (B_0/K). Either a Schaefer model or a generalized production model can be used. The model can also be used to make projections, and estimate the probability of the stock staying above a management target such as the biomass that supports maximum sustainable yield (B_{msy}). The model includes measurement error in CPUE, but not process error. Catches are assumed to be known without error. If the model is used with uninformative priors it should give similar results to an ASPIC model with the same data.

¹ Marine Biology and Fisheries Division, Rosenstiel School of Marine and Atmospheric Science, University of Miami, 4600 Rickenbacker Cswy., Miami, FL 33149. USA. ebabcock@rsmas.miami.edu

2. Methods

Catch data are available in the ICCAT Task I database from 1956 through 2011 for South Atlantic albacore (**Figure 1a**). The CPUE indices from the 2012 data preparatory meeting (Anonymous 2013) were used, from the Taiwanese longline, Uruguayan longline, and Japanese longline (early and late). Four series that were used in the 2011 assessment (Japanese intermediate, Brazil, and South Africa, early and late) were not used, following the recommendation of data preparatory meeting. Data were available from at least one series for every year between 1959 and 2011 (**Figure 1b**).

The biomass in the first year of the fishery, relative to the carrying capacity K , was given an informative lognormal prior with a mean of 0.9 and a log standard deviation of 0.1 implying that the population was close to unfished in the first year of the fishery. The prior for K was uniform in log space. An informative prior for the intrinsic rate of population increase r was developed as shown in Babcock (2012) and the 2011 Assessment. Briefly, the value of r can be calculated as (Myers 1997, 1999):

$$(1) \quad (e^r)^a - S(e^r)^{a-1} - \tilde{\alpha} = 0$$

where a is the age at 50% maturity, S is the annual survival rate of spawners and $\tilde{\alpha}$ is maximum number of spawners produced per spawner per year after a lag of a years, a parameter related to the steepness of the stock recruit curve. A prior for r was calculated based on informative priors for a , S and $\tilde{\alpha}$, using Monte Carlo simulation (Babcock and McAllister 2003, Anonymous 2003, Babcock 2012). Annual survival S was calculated from a prior for natural mortality rate M that was normal, with a mean of 0.3, a standard deviation of 0.1 between zero and 1.0. Median age at maturity was 5.5, with a range from 4 to 7. Monte Carlo draws from these distributions were used to calculate r using equation (1). The empirical distribution was approximated by a t distribution with mean 0.2, variance 0.025 and df 10, which was used as a prior in the BSP model. To examine the effect of this prior on the results, a prior with 10 times the variance was also used.

As in the 2011 assessment, CPUE data points were weighted either equally or by the relative amount of catch taken by each fleet (**Table 1**). When catch weighting was used, the only CPUE indices with a strong influence on the results were the Japanese longline early series, and the Chinese Taipei series (**Figure 1c**).

All model variations were fitted using the BSP software, version 1, using the priors as an importance function for the sampling importance resampling (SIR) algorithm. Projections were conducted the fishing mortality rate at MSY, and total allowable catch (TAC) at 20000, 25000, 30000 and 35000. Results were plotted using R, and Kobe plots were produced using the kobe package (Kell 2012).

3. Results

All three models (equal weighting, catch weighting, or equal weighting with a less informative prior) fit a general declining trend through the CPUE data with a flat or increasing trend over the last decade (**Figure 2**). The model with catch weighting estimated a larger carrying capacity (**Table 2, Figure 3**). In general, K had a very broad posterior distribution with some probability of values up to the upper limit of K , especially for the run with catch weighting. A higher upper limit of K would probably give a higher estimated posterior mean of K for this run (SA 5). The posterior mean of r was close to the prior mean of 0.2, even when a less informative prior was used for r (SA 6). There was a strong negative correlation between r and K (**Figure 4**).

Although all three models estimated a decline in biomass and an increase in fishing mortality rate over time, the models with equal weighting found that the population was probably overfished and experiencing overfishing, while the model with catch weighting found that the population was probably not overfished or experiencing overfishing (**Figure 5, Figure 6**).

Given a TAC around the level of the current harvest, the models with equal weighting projected that the median population would continue to decline, and the model with catch weighting projected that the median population would increase (**Table 3, Figure 7**).

4. Discussion

The results of this analysis were similar to the 2011 assessment results in that the equal weighting scenario found that the population was overfished and experiencing overfishing, and the catch weighting scenario found that the population was not overfished but was experiencing overfishing. The results were fairly uncertain, as would be expected given that the CPUE data show a general declining trend. In such “one-way-trip” data sets, there is often strong correlation between r and K and both parameters are poorly estimated. The informative prior for r reduced the variance of both r and K , but made little difference in the estimate of current status (compare SA4 and SA 6 in **Table 1**).

The results were more sensitive to how the CPUE data points were weighted than to the informative priors (compare SA4 and SA 5 in **Table 1**). The difference in results is caused by the fact that the different CPUE series have somewhat different trends in recent years. Sensitivity analyses with a wider range of weightings would be worthwhile.

Acknowledgements

E. Babcock’s work was supported by the University of Miami and by NOAA via a grant to CIMAS.

References

- Anonymous. 2013. Report of the 2011 ICCAT south Atlantic and Mediterranean albacore data preparatory meeting. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT.
- Anonymous. 2012. Report of the 2011 ICCAT south Atlantic and Mediterranean albacore stock assessment sessions (Madrid, Spain - July 25 to 29, 2011). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT.
- Babcock, EA 2007. Application of a Bayesian surplus production model to Atlantic white marlin. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(5): 1643-1651
- Babcock, EA, MK McAllister. 2003. Bayesian methods for accounting for data contradictions in stock assessment of Atlantic white marlin Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(2): 541-558.
- Babcock, EA. 2012. Application of a Bayesian surplus production model to preliminary data for south Atlantic and Mediterranean albacore. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 519-528. SCRS/2011/112
- Kell, L. 2012. Kobe: R tools for Tuna Management Advice. cran.r-project.org/web/packages/kobe/vignettes/kobe.pdf
- McAllister, MK and EA Babcock. 2003. Bayesian surplus production model with the Sampling Importance Resampling algorithm (BSP): a user’s guide. Available from www.iccat.int.
- McAllister, MK, EK Pikitch, and EA Babcock. 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: 1871–1890.
- Myers, RA, KG Bowen, NJ Barrowman. 1999. Maximum reproductive rate of fish at low population sizes. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 56: 2404-2419
- Myers, RA, G Mertz, and PS Fowlow. 1997. Maximum population growth rates and recovery times for Atlantic cod *Gadus morhua*. Fishery Bulletin 95: 762-772.

Table 1. Model specification for South Atlantic albacore BSP model.

Model	Prior B_0/K	Prior K	Prior r	Weights
SA 4	logormal($\mu=0.9$, $\ln(\sigma)=0.1$), 0.1-1.5	log(K) uniform 100- 2000000	t($\mu=0.2$, $\sigma^2=0.025$, df=10), 0.1-1.5	equal
SA 5	logormal($\mu=0.9$, $\ln(\sigma)=0.1$), 0.1-1.5	log(K) uniform 100- 2000000	t($\mu=0.2$, $\sigma^2=0.025$, df=10), 0.1-1.5	catch
SA 6	logormal($\mu=0.9$, $\ln(\sigma)=0.1$),0.1-1.5	log(K) uniform 100- 2000000	t($\mu=0.2$, $\sigma^2=0.25$, df=10), 0.1-1.5	equal

Table 2. Results of BSP model runs South Atlantic (SA) albacore.

Variable	SA 4	SA 5	SA 6
K (1000)	648.23(0.57)	784.85(0.56)	595.54(0.69)
r	0.20(0.63)	0.22(0.62)	0.26(0.75)
MSY (1000)	22.16(0.25)	35.15(0.80)	22.99(0.36)
Bcur (1000)	224.66(0.64)	471.74(0.78)	210.38(0.71)
Binit (1000)	600.12(0.57)	725.53(0.56)	550.90(0.69)
Bcur/Binit	0.39(0.34)	0.64(0.39)	0.42(0.35)
Ccur/MSY	1.20(0.45)	0.94(0.57)	1.19(0.52)
Bcur/Bmsy	0.72(0.34)	1.17(0.38)	0.77(0.35)
Fcur/Fmsy	1.98(0.77)	1.22(1.41)	1.91(0.89)

Table 3. Decision table for South Atlantic albacore.

Horizon	Policy	SA 4		SA 5		SA 6	
		E(Bfin/ Bmsy)	P(Bfin> Bmsy)	E(Bfin/ Bmsy)	P(Bfin> Bmsy)	E(Bfin/ Bmsy)	P(Bfin> Bmsy)
10-year	HR=1*HRmsy	0.83	0.14	0.97	0.63	0.85	0.21
	TAC=20000	0.77	0.34	1.23	0.71	0.87	0.43
	TAC=25000	0.56	0.17	1.10	0.62	0.65	0.29
	TAC=30000	0.36	0.05	0.97	0.52	0.41	0.07
	TAC=35000	0.20	0.01	0.83	0.41	0.19	0.01
15-year	HR=1*HRmsy	0.86	0.14	0.96	0.63	0.87	0.21
	TAC=20000	0.78	0.40	1.24	0.72	0.89	0.49
	TAC=25000	0.49	0.18	1.07	0.62	0.59	0.30
	TAC=30000	0.23	0.03	0.89	0.47	0.28	0.04
	TAC=35000	0.10	0.01	0.72	0.36	0.09	0.01
25-year	HR=1*HRmsy	0.90	0.14	0.96	0.63	0.91	0.21
	TAC=20000	0.78	0.46	1.24	0.74	0.89	0.53
	TAC=25000	0.40	0.20	1.03	0.62	0.52	0.32
	TAC=30000	0.11	0.02	0.79	0.42	0.13	0.02
	TAC=35000	0.04	0.01	0.58	0.31	0.04	0.01

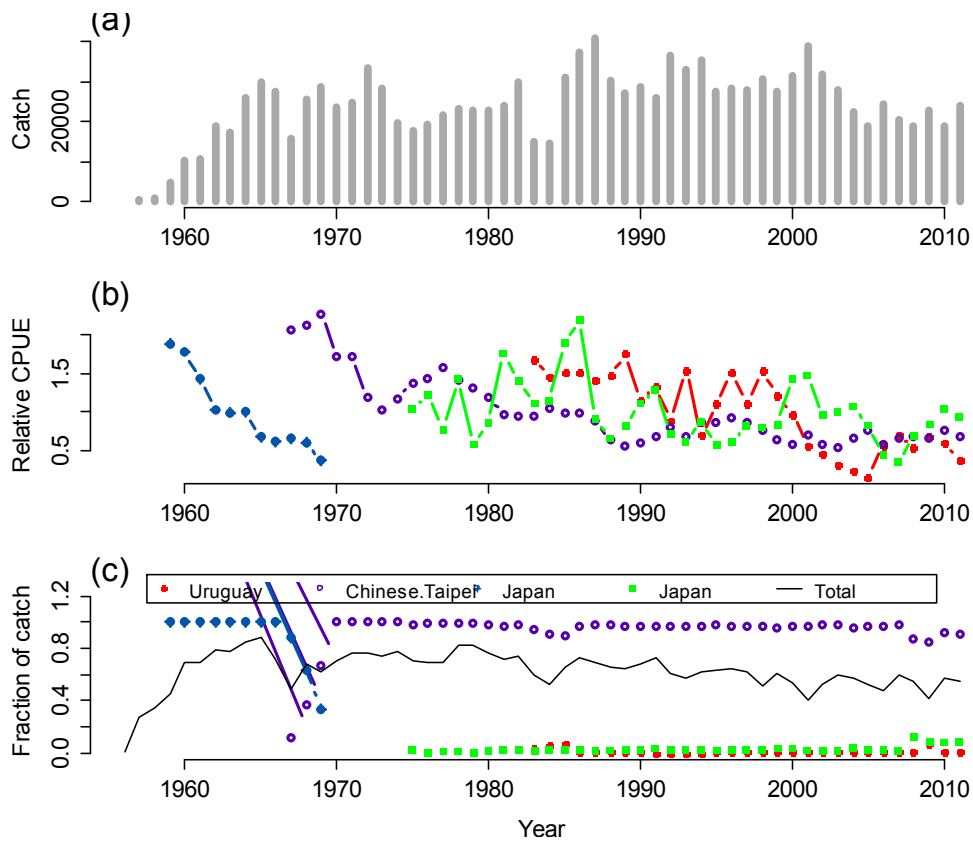


Figure 1. Input data for the BSP model for South Atlantic albacore: (a) Task 1 catch data, (b) CPUE series each divided by its mean, and (c) the relative weights assigned to each series by catch weighting. The solid line in part (c) is the fraction of the total catch from fleets for which indices are available.

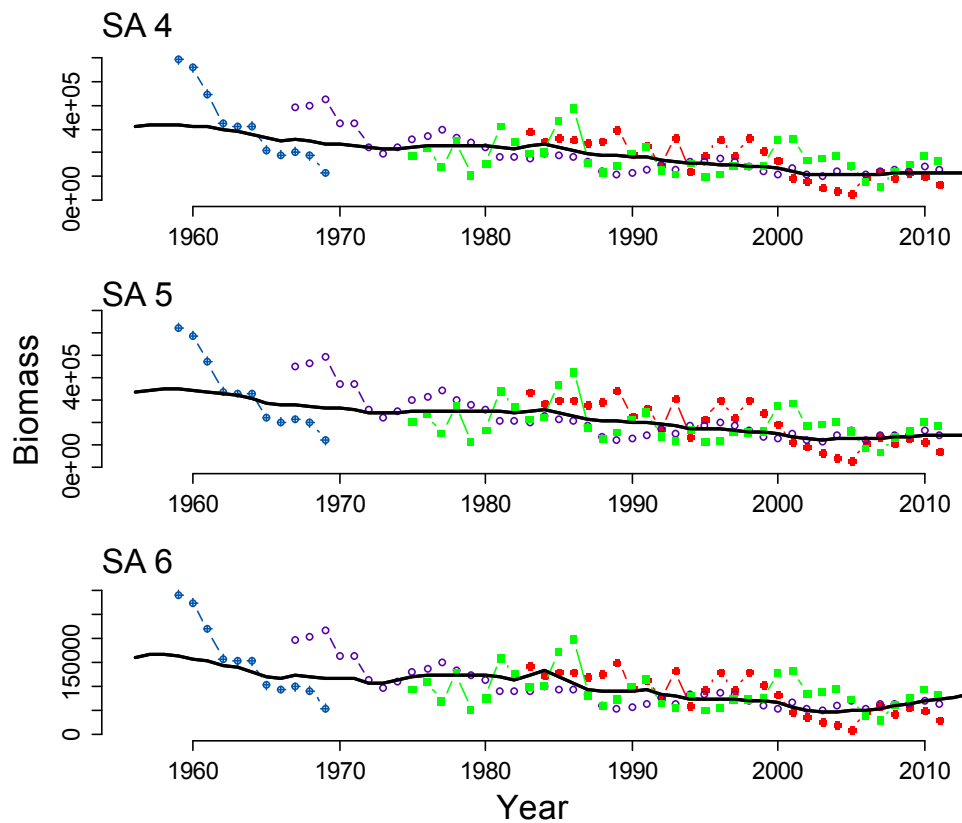


Figure 2. CPUE fits for South Atlantic albacore at the mode of the posterior distribution of the parameters for runs defined in Table 1.

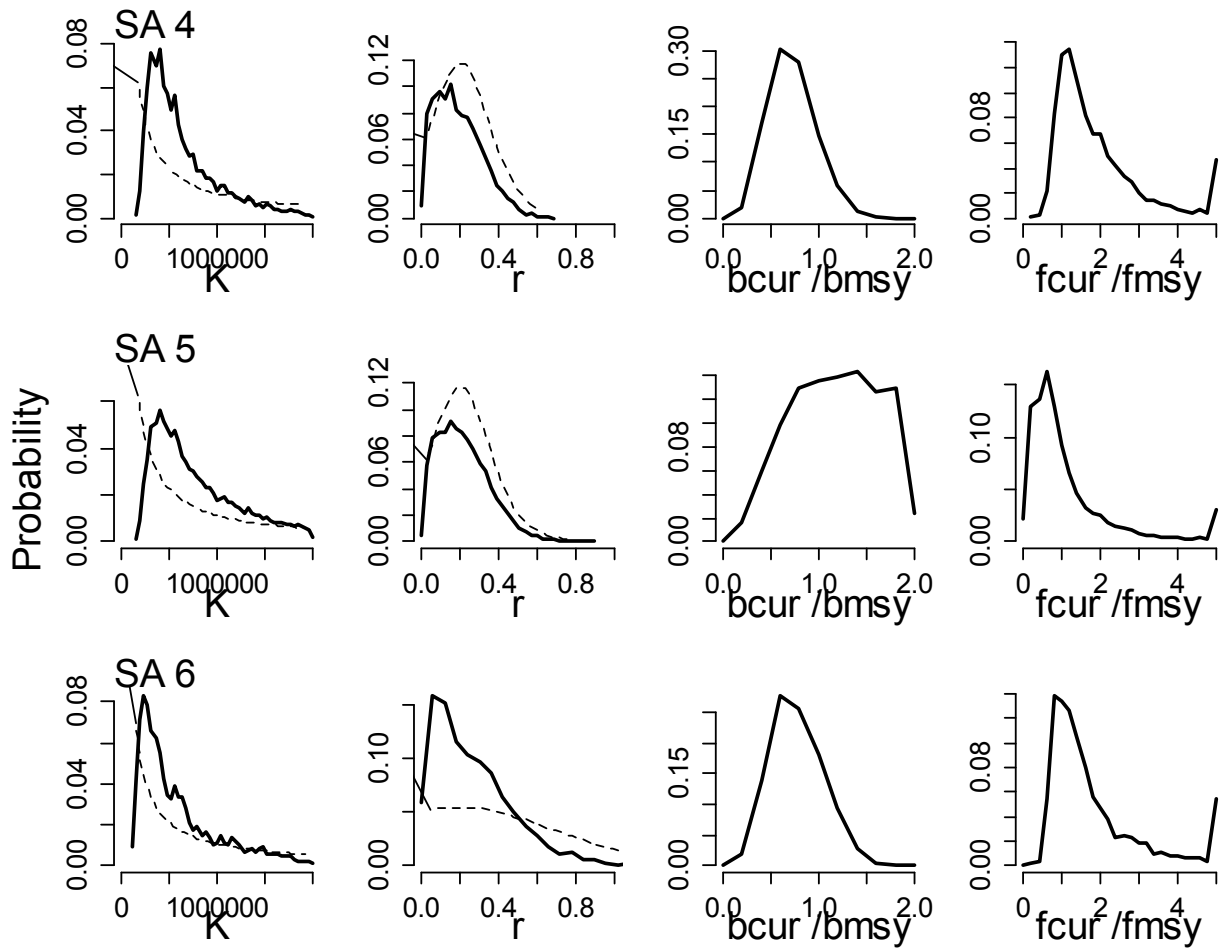


Figure 3. Posterior and prior probability density functions of K and r , and posterior densities of current B/B_{msy} and F/F_{msy} for South Atlantic albacore, for runs defined in **Table 1**.

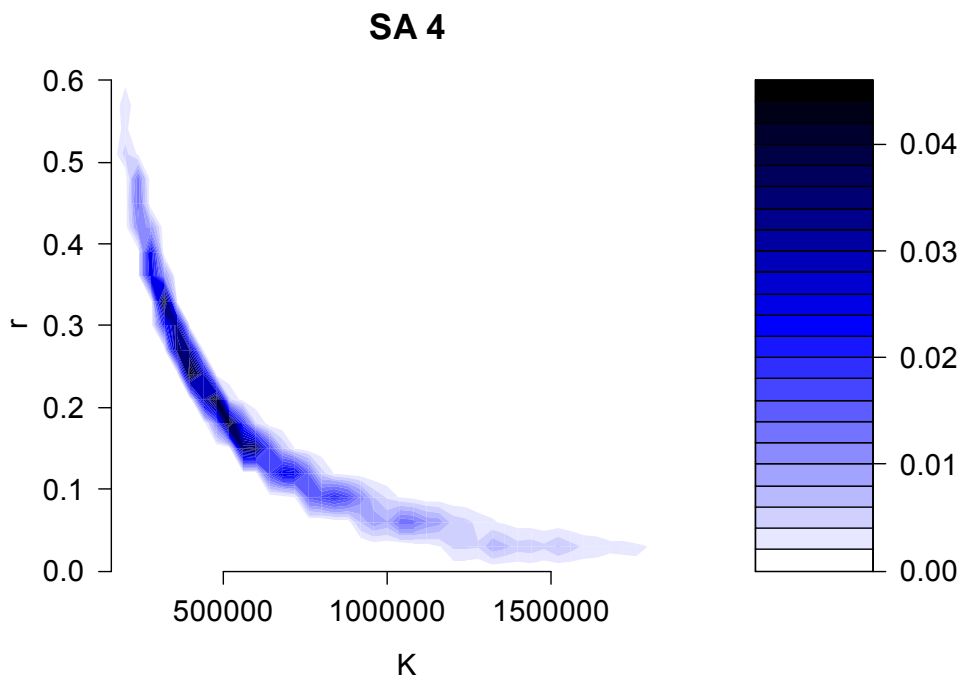


Figure 4. Joint posterior for r and K for the run with equal weighting and baseline priors.

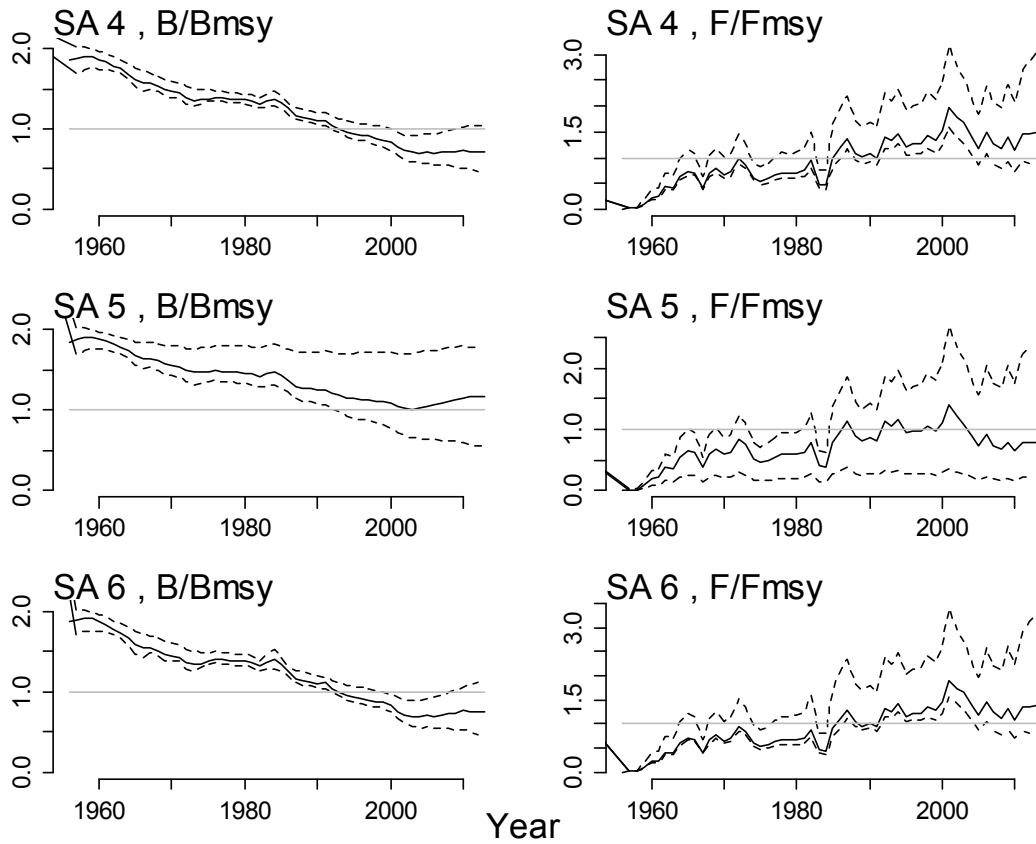


Figure 5. Biomass and fishing mortality rate trajectories for south Atlantic albacore with equal (top) or catch (bottom) weighting.

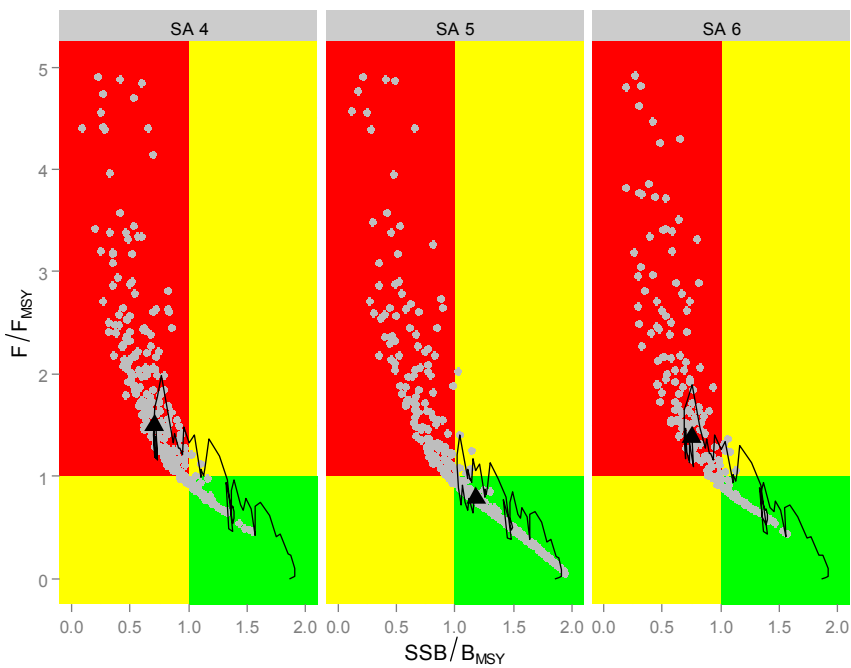


Figure 6. Phase plot for south Atlantic albacore, in Kobe format. Grey dots are a sample from the posterior distribution in 2013; black line is the median trajectory from 1956 to 2013, and black triangle is the current median. F/F_{MSY} values greater than 5 are not shown.

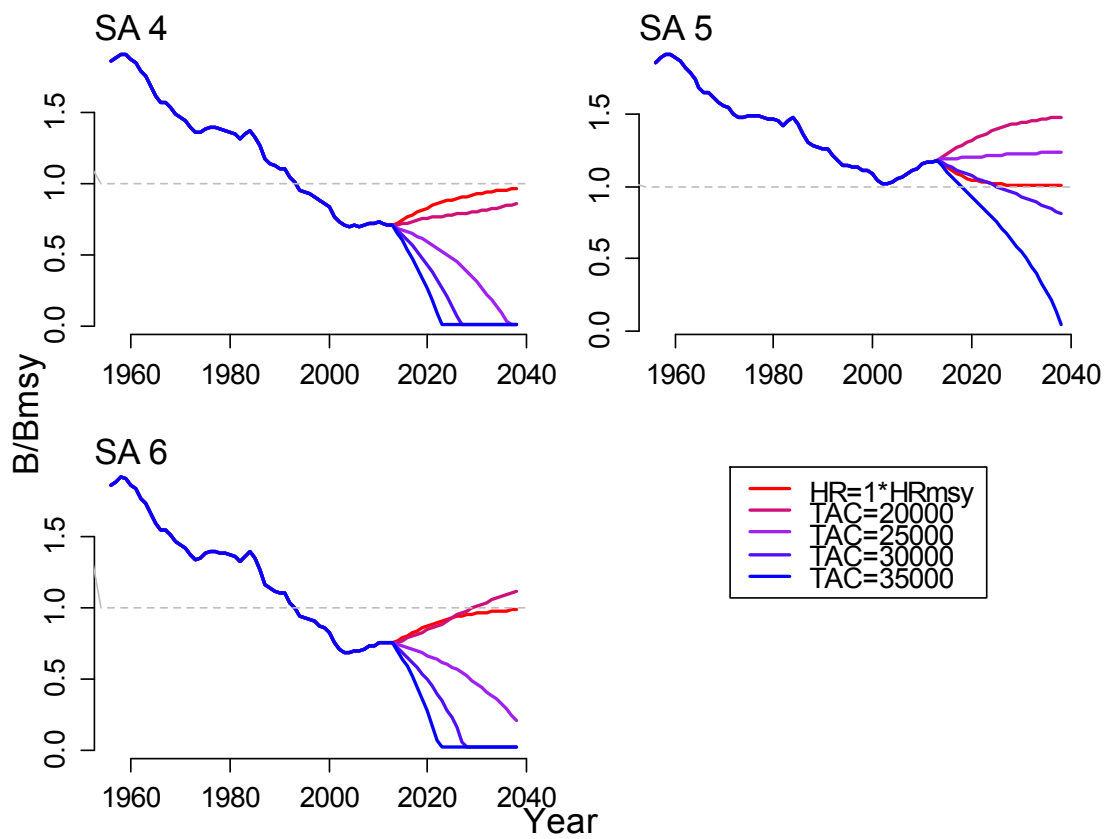


Figure 7. Median projections for south Atlantic albacore with varying management strategies.

R code to produce the CPUE input file for weighting the data points by the catch in each fleet

```

library(lattice)
### File names and run descriptions
catfile="albSA2013cat1"
cpuefile="albSA2012cpue1"
fleetfile="fleetALB2011"
setwd("C:/ALB2013")
##### Read in catch and cpue data from BSP files
cat=read.csv(paste("program\\data\\",catfile,".csv",sep=""),header=F)
names(cat)=c("year","catch")
cat=cat[cat$year<=lastyr,]
cpue=read.csv(paste("program\\data\\",cpuefile,".csv",sep=""),header=F)
names(cpue)=c("index","year","mean","cv")
cpue2=cpue
nind=max(cpue$index)

##### Calculate catch weightings and reprint
#the fleet catch file must be a .csv file, with a column labelled year,
# and columns containing the catches by fleet.
fleetfile="fleetALB2012"
fleetcat=read.csv(paste("program\\data\\",fleetfile,".csv",sep=""),header=T)
)
indices=c("Uruguay","Chinese.Taipei","Japan","Japan")
# "Indices" must contain the fleet names associated with each index,
#matching the fleet catch file
yr=fleetcat$year
a=match(indices,names(fleetcat))
a # must contain no NAs
fleetcat2=fleetcat[,a]
fleetcat2[is.na(fleetcat2)]=0
for(i in 1:nind) {
  x=match(yr,cpue$year[cpue$index==i])
  fleetcat2[is.na(x),i]=0
}
fleetcat3=fleetcat2
fleetcat3[fleetcat3>0]=1
a=table(indices)
a=a[a>1]
for(i in 1:length(a)) {
  b=as.matrix(fleetcat3[,!is.na(match(indices,names(a[i])))]) %*%
rep(1,a[i])
  for(j in which(b>1)) {
    d=which(!is.na(match(indices,names(a[i]))))
    d=d[fleetcat2[j,d]>0]
    fleetcat2[j,d]=fleetcat[j,names(a[i])]/b[j]
  }}
x=as.matrix(fleetcat2) %*% rep(1,nind)
summary(x)
fleetcat2=fleetcat2/x
fleetcat2[fleetcat2<0.000000001]=NA
cpue3=cpue
for(i in 1:nind)
  cpue3$cv[cpue3$index==i]=round(1/sqrt(fleetcat2[!is.na(fleetcat2[,i]) &
fleetcat2[,i]>0,i]),4)

write.table(cpue3,file=paste("program\\data\\",fleetfile,"cpuewt.csv",sep="
"),sep=" ",col.names=FALSE,row.names=FALSE)

```

REVISIT TO ATLANTIC ALBACORE STOCK ASSESSMENT APPLIED BY STOCK SYNTHESIS 3

Shigehide Iwata¹, Hidetada Kiyofuji²,
Toshihide Kitakado¹, Ai Kimoto², Yukio Takeuchi² and Hiroaki Okamoto²

SUMMARY

This paper provides the scientific suggestions from revisit to previous Atlantic Albacore stock assessment applied by Stock Synthesis 3. In this paper, we review the potential matter in the Atlantic Albacore stock assessment and give some notations of description. We find that the setting of size selectivity has influential to the diagnostics of the model and recommend being more careful about the setting of size selectivity functional form.

RÉSUMÉ

Le présent document fournit les suggestions scientifiques du réexamen de l'évaluation antérieure du stock de germon de l'Atlantique réalisée par Stock Synthèse 3. Dans ce document, nous examinons les problèmes potentiels dans l'évaluation du stock de germon de l'Atlantique et nous en fournissons quelques descriptions. Nous estimons que l'établissement de la sélectivité des tailles a une influence sur les diagnostics du modèle et nous recommandons de faire preuve de davantage de prudence en ce qui concerne l'établissement de la forme fonctionnelle de sélectivité des tailles.

RESUMEN

Este documento proporciona sugerencias científicas procedentes de volver a examinar la evaluación anterior del stock de atún blanco del Atlántico realizada aplicando Stock Synthesis 3. En este documento, se revisa el posible problema de la evaluación del stock de atún blanco del Atlántico y se ofrecen algunas descripciones. Se descubrió que establecer la selectividad de tallas tiene influencia en los diagnósticos del modelo y se recomienda tener más cuidado a la hora de establecer la forma funcional de la selectividad de tallas.

KEYWORDS

Age and growth, Bluefin tuna, Thunnus thynnus, Dorsal spine, Tag-recovery

1 Introduction

The Atlantic Albacore stock assessment meeting was held in 2009 (Anon. 2009). In the stock assessment, there are three types of stock assessment models are applied to evaluate the stock status and forecast the stock, 1) VPA-2BOX model, 2) Multifan-CL and 3) Stock Synthesis (Anon. 2009). In this paper, we revisits to the description of the Stock Synthesis model. Since the Stock Synthesis model have possibility to evaluate the stock status by added new functions after the previous Atlantic Albacore Stock assessment (see. Stock Synthesis model version history, <http://nft.nefsc.noaa.gov/SS3.html#Version>, and Methot, 2012).

In the previous stock assessment, the calculation method of F was not efficiency for Stock Synthesis 3 (Anon. 2009). At first, we make the setting of calculation to be more efficient than previous description. After that the treatment of the data and treatment of size composition data are one of matters in the Atlantic Albacore Stock Assessment.

¹ Tokyo University of Marine Science and Technology.

² National Research Institute of Far Seas Fisheries.

For the data matter, there is lack of data which provide stock trend and noisy fluctuation within effort or CPUE data. To improve the former matter, the stock assessment period were changed to the only data rich period 1975-2007. On the other hand, to reduce the noisy fluctuation, we revise the input data and combining several quarterly data.

The setting of functional form of size selectivity curve is also important for correct understanding of stock status. As major issue, there may occur unexpected dynamics (i.e. misfit, discontinuous likelihood change etc.) if the noisy fluctuation of size composition data is high. So we have to consider appropriate way to get information from size composition data. In this paper, 1) combined two seasonal data, 2) to apply two types of functional form are investigated.

Finally, it is important for Atlantic Albacore stock assessment to reduce the high noisy fluctuation by treatment of data (e.g. only use data during major season, combined seasonal data etc.) and the function of model.

2 Materials and Methods

In this paper, stock assessment period is 1975-2007, but 2009 stock assessment was 1930-2007 (Anon. 2009). Since, data during the 1930-1975 indicated the lack of stock trend information (i.e. only two fleets). Furthermore, we apply CPUE data of four fleets instead of effort data; Spain Bait Boat, Spain & France Troll, Japanese Long Line and Chinese Taipei Long Line. By using CPUE data, it is expected to reduce of noisy fluctuation rather than standardized efforts. The other data is same as previous stock assessment.

In this paper, Stock Synthesis 3.2.4f is applied to stock assessment model, and Stock synthesis 3.0.3b was applied in previous stock assessment.

3 Problems and improvements

From the previous stock assessment, the data and descriptions for Stock Synthesis 3.2.4f were updated. Through the updating process from Stock Synthesis 3.0.3b, we change the treatment of time steps from yearly (12 month/season) to 4 seasons (3 month/season). And for improvement of computation efficiency, seasonal F for each fisheries was estimated based on the catch data for each season. Since Multifan-CL can estimate seasonal catchability by each year. On the other hand, Stock Synthesis model can only estimate same seasonal catchability during whole stock assessment periods. We cannot treat noisy CPUE if calculation based on the catch did not accept. The other minor settings are summarized in **Table 1**.

Except above matters, we summarize the two matters, 1) data matter and 2) descriptions of size selectivity.

3.1 Data matter

In the previous stock assessment, the standardized effort data was applied to estimate the stock trend; however it is hard to catch the stock trends by its noisy fluctuation. CPUE data is relatively useful than standardized effort data. Therefore, we suggest two ways to improve. First, by reviewing CPUE data, we recommend to use CPUE data for Spain Bait Boat, Spain and France Troll, Japanese Long Line and Chinese Taipei Long Line. Criteria for applying are followings; 1) There is continuous data, 2) there are few outliers. Second way to improve the computation efficiency is combining seasonal data. In **Table 2**, the fishing season, main season are summarized. From **Table 2**, data for quarter 3 for Spain Bait Boat and Spain & France Troll is applied to estimate. For Chinese Taipei, treatment of "super period" was applied (combined two seasonal data: qt 1&4 and qt 2&3qt).

3.2 Description of Selectivity functional form

To improve fit to the size composition data for each season, we applied two types of size selectivity function; 1) "Double Normal" and 2) "Exponential Logistic" (Methot, 2012). The characteristics of two functional forms are number of parameters. "Double normal" have to estimate 6 (in this paper, two parameters are fixed, so we have to at least 4), but "Exponential Logistic" have to estimate 3.

However, by the differences between these functional forms, the dynamics will be dramatically changing (see **Figure 1**). In this case, settings of except the size selectivity function of Portugal Bait Boat are same. The SPB at terminal year (2007) and log (R0) was dramatically change for each jitter run if we use the Exponential Logistic functional form. In the Exponential logistic case, such change does not occur. So, from **Figure 1**, “Exponential Logistic” is more robust functional form than “double normal”. For the SPB and Recruitment dynamics, we cannot recognize the trend differences by the setting of functional form. So the important point for size selectivity is the effect to the stability of population dynamics.

4 Summary

In this paper, we revisit to the description of Atlantic Albacore stock assessment with previous stock assessment data. By reviewing data, the important point of Atlantic Albacore is to get trend and biomass level information from noisy data (i.e. CPUE, standardized effort, and size composition data). As several options to get stock trend information, we show the data restriction, combining seasonal data and size selectivity functional form.

The important point of this paper is to show some setting may bring on the unstable dynamics of population dynamics (see **Figure 1**). So we recommend checking not only fit to the data but also the stability of setting by several methods (i.e. jitter run etc.).

References

- Anon. (ICCAT) 2009. Report of the 2009 ICCAT albacore stock assessment session. (Madrid, Spain-July 13 to 18, 2009). 97 pp. http://www.iccat.es/Documents/Meetings/Docs/2009_ALB_ASSESS_ENG.pdf
- Bard, F.X., 1981. Le thon germon (*Thunnus alalunga*) de l’Océan Atlantique. PhD Thesis presented at the University of Paris, 333 pp.
- Methot, Jr R. D. (2012), User Manual for Stock Synthesis Model Version 3.24f. 150pp.

Table 1. The setting of the model.

	Setting in this paper
Upper and Lower bounds of R deviations	Lower -7, Upper7
B_0	1975
Start year of Recruitment deviation	1975
Recruitment	Quarter 1
Steepness	Fixed: 0.847547 by MFCL-result
Growth	Fixed: Bard (1981), $L_{inf}=124.74$, $K=0.23$, $t_0=-0.9892$
M	Fixed: 0.3
Maturity	50%, 90 cm (age 5) Bard (1981)

Table 2. The characteristics of each fishery.

Country	Gear	Period	Season	Main Season
Spain	Bait Boat	1981-2007	3 & 4	3
Spain and France	Troll	1930-2007	3 & 4	3
Japan	Long Line (non target)	1976-2007	1 & 4	1 & 4
Chinese Taipei	Long Line	1975-2007	All	1+4, 2+3

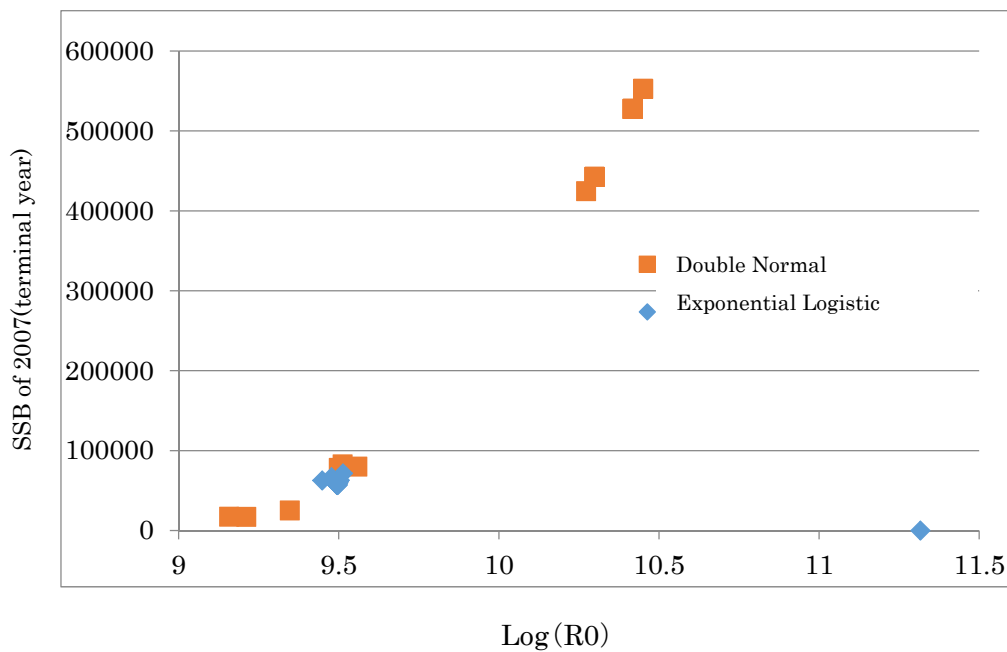


Figure 1. The Log(R0) versus SSB of 2007(terminal year) plot for results of 50 jitter runs.

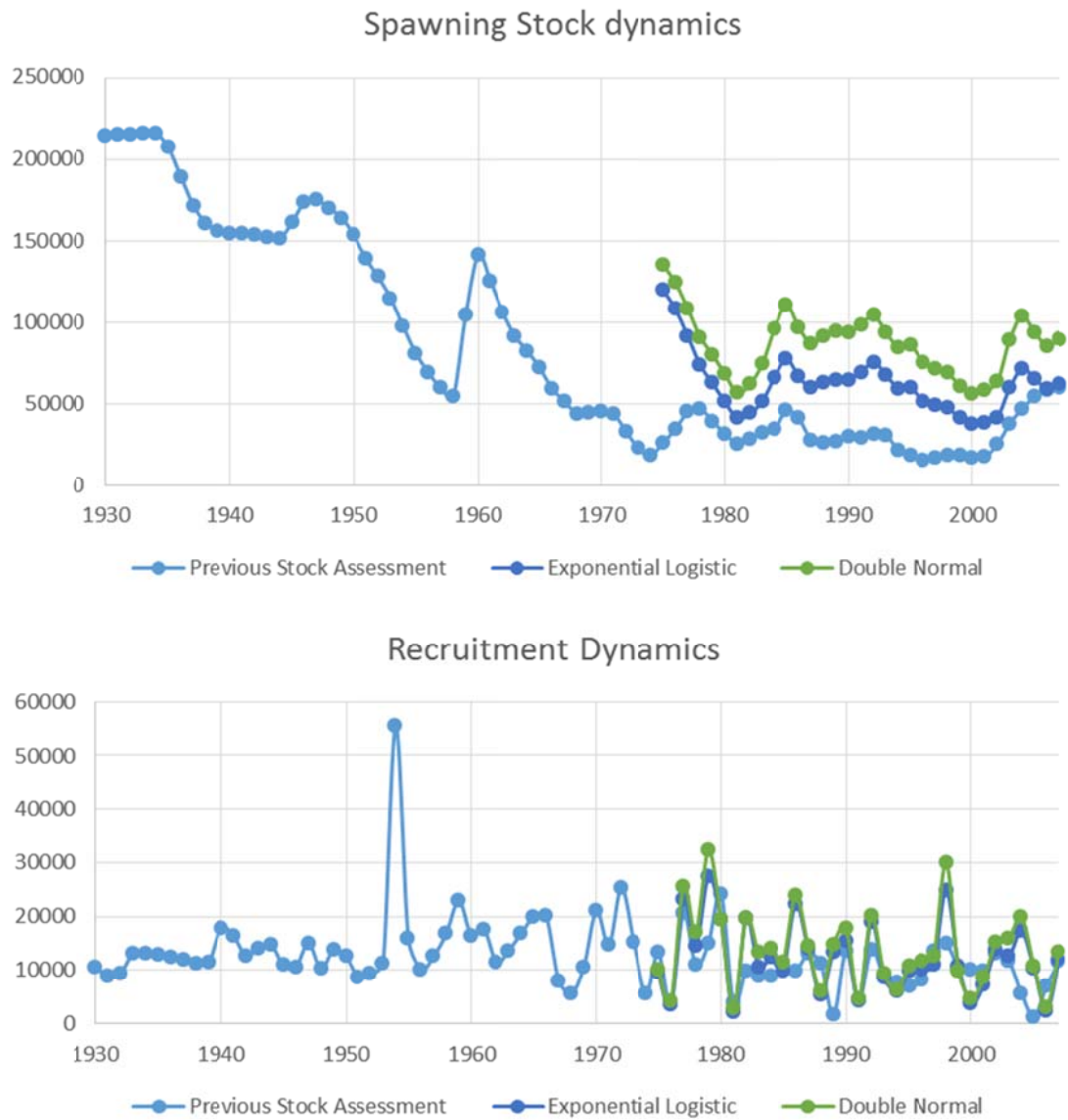


Figure 2. Upper graph shows Spawning Stock dynamics, and bottom graph shows Recruitment dynamics.

DIFFERENTIATION OF ALBACORE STOCK: REVIEW BY OCEANIC REGIONS

Natacha Nikolic¹ and Jérôme Bourjea¹

SUMMARY

Because one of the most common problems in fisheries is the definition of management units, we propose in this paper a bibliometric review focusing on the differentiation of albacore populations, Thunnus alalunga, among and within oceanic regions (Atlantic, Pacific and Indian Oceans, and Mediterranean Sea). This paper is the first step of a current work on a global review of albacore tuna using an international aquatic database (ASFA). For the present purpose, 367 publications, mainly composed of articles (64%), but also conference papers, proceedings and reports (24%), and books (12%), were analyzed. We will see that the concept of the stock and its delimitation is controversial because of the divergence of results. Such a conclusion makes us believe in the urgent need of further studies targeting this currently overexploited species in most regions of the world, in order to improve management units currently used by regional organizations for fishery management.

RÉSUMÉ

Parce que l'un des problèmes les plus récurrents en halieutique est la définition même des unités de gestion, nous proposons dans ce papier un aperçu bibliographique traitant de la différenciation des populations de thon germon, Thunnus alalunga, au sein et entre les régions océaniques (l'océan Atlantique, Pacifique et Indien, et la mer Méditerranée). Ce papier est la première étape d'une revue en cours de rédaction sur le thon germon dans laquelle nous avons utilisé une base de données internationale aquatique (ASFA). Un total de 367 publications ont été traité comprenant principalement des articles scientifiques (64%), puis des conférences et rapports (24%), et des ouvrages (12%). Nous verrons que la notion de stock pour cette espèce et leur délimitation sont ambiguës du fait des résultats divergents des études et de leur nature. Le principal constat est le besoin immédiat de travaux supplémentaires sur cette espèce considérée surexploitée dans la plupart des régions du monde et qui permettrait d'améliorer les limites des unités de stock actuellement utilisées par les organisations régionales des pêches.

RESUMEN

Dado que uno de los problemas más comunes en las pesquerías es la definición de unidades de ordenación en este documento se propone una revisión bibliométrica centrada en la diferenciación de las poblaciones de atún blanco (Thunnus alalunga) entre y dentro de las regiones oceánicas (océanos Atlántico, Pacífico e Índico y mar Mediterráneo). Este documento es el primer paso de una revisión global del atún blanco realizada mediante el uso de la base de datos acuática internacional (ASFA). En el documento se analizaron 367 publicaciones, sobre todo compuestas de artículos científicos (64%), pero también incluía la revisión de documentos, actas e informes de conferencias (24%) y libros (12%). Se puede observar que debido a las divergencias en los resultados, el concepto de stock y su delimitación sigue siendo un tema controvertido. Dichas conclusiones nos llevan a creer en la urgente necesidad de realizar estudios adicionales centrados en esta especie actualmente sobreexplotada en la mayoría de las regiones del mundo, con el fin de mejorar las unidades de ordenación utilizadas actualmente por las organizaciones regionales para fines de ordenación de pesquerías.

KEYWORDS

Albacore, stock, structure, distribution, Thunnus alalunga

¹ IFREMER, Institut Français de recherche pour l'Exploitation de la Mer, Délégation Océan Indien, La Réunion ; E-mail: natacha.nikolic@ifremer.fr

1. Introduction

The management and conservation of Albacore are under the jurisdiction of several international management organizations (commissions) such as ICCAT (International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas), IOTC (Indian Ocean Tuna Commission), WCPFC (West and Central Pacific Fisheries Commission)/ Secretariat of the Pacific Community-Ocean Fisheries Programme (SPC-OFC), and IATTC (Inter American Tropical Tuna Commission), which is one of the RFMOs (Tuna Regional Fisheries Management Organizations) tasked with the sustainable management of fishery resources.

These commissions manage albacore with a six-stock model, which includes the Mediterranean Sea, North Atlantic, South Atlantic, Indian Ocean, North Pacific Ocean and South Pacific Ocean. However, these stocks are controversial because of the limited understanding of spawning areas, the geographic distribution of fisheries, life-history variables, the results of tagging (Arrizabalaga *et al.* 2002, 2003, 2004) and genetic studies (Davies *et al.* 2012 ; Montes *et al.* 2012 ; Albaina *et al.* 2013).

In this paper, we discuss the potential population structure by stock using the international database Aquatic Sciences and Fisheries Abstract (ASFA) by CSA that dates from 1955 to May 2013. Overwhelmingly cited by a majority of aquatic science librarians as their primary database, the ASFA series is the premier reference in the field of aquatic resources. Input to ASFA is provided by a growing international network that monitors serial publications (articles, books, reports and conferences). However, some of the major publications are not in the database and hence not included in this paper, and we apologize for that.

This bibliometric review allows discussion about the management units and stock definitions. Stock identification is an integral component of modern fisheries stock assessments, and in turn, of effective fisheries and endangered species management (Begg *et al.* 1999). However, considering the importance of identifying the stock structure of a species, it is surprising that there is a scarcity of implemented stock identification requirements, a point already raised by Begg *et al.* (1999).

2. Differentiation among oceanic regions

The differentiation (or heterogeneity) among the four oceanic regions (Atlantic, Pacific and Indian Oceans, and Mediterranean Sea) is highlighted by the majority of publications (**Table 1**). The differentiation among the regions' management of albacore stocks with a six-stock model (Mediterranean Sea, North Atlantic, South Atlantic, Indian Ocean, North Pacific Ocean and South Pacific Ocean) is consistent with bibliometric analysis. Nonetheless, the next chapter reveals that the differentiation within the regions' management of albacore with a six-stock model, particularly the differentiation within the management unit (the six stocks already defined), is inconsistent with the findings of a majority of publications.

3. Differentiation within oceanic regions

The differentiation within the four oceanic regions (Atlantic, Pacific and Indian Oceans, and Mediterranean Sea) can be divided in two categories, i) between the North and South, ii) within management units which concern the differentiation within the north or the south except for the Mediterranean Sea and Indian Ocean (**Table 2**). The differentiation between the North and South (i) of Atlantic and Pacific is shown by the greater part of publications and is in agreement with the management units taken into account by the Commissions (**Table 2**). Concerning the differentiation within management units (ii) while sub-stocks are proposed by most of the scientific work (**Table 2**), they are not considered as separate units.

4. Discussion

All oceans have probably some sub-populations because few fish species form single, panmictic populations throughout their geographic range (Metcalf 2006). Supplemental investigations are recommended to highlight the heterogeneity of the stock. The currently accepted definition of a stock is a population unit assumed to be homogeneous for particular management purposes (Begg and Waldman 1999), meaning a population or sub-population in which intrinsic parameters (growth, recruitment, mortality and fishing mortality) are the significant factors in determining population dynamics, while extrinsic factors (immigration and emigration) are insignificant. Regarding the publications dealing with the distribution and the migration of Albacore, we found

that the differentiation among the oceanic regions is consistent with the general studies but not within. Some initial studies (ex. Graves and Dizon 1989 ; Viñas *et al.* 1999 ; Pujolar *et al.* 2003) did not find significant differences between the management units probably due to the small sample size used and the lack of resolution in the markers. In current studies the genetic differences are detected using other types of markers such as the nuclear genetic. There are at least six genetically distinct stocks of albacore, located in the North and South Pacific Ocean, North and South Atlantic Ocean, the Indian Ocean and the Mediterranean Sea (Arrizabalaga *et al.* 2007; Chow and Ushiyama 1995; Davies *et al.* 2011; Takagi *et al.* 2001; Viñas *et al.* 2004; Wu *et al.* 2009). The gene flow between these distinct stocks of albacore seems restricted and suggests continuing to treat them as distinct management units. Doubt subsists about the heterogeneity of stocks between South Atlantic and Indian Ocean. Small numbers of albacore may undertake inter-oceanic migrations between the South Atlantic Ocean and the Indian Ocean (Beardsley 1969) and a genetic homogeneity between South Atlantic and Indian Oceans was observed (Montes *et al.* 2012). The distribution is nearly continuous from Angola, which captures immature albacore, to the Indian Ocean all along the edge of South Africa (Talbot and Penrith 1968). Koto (1969), Hayasi *et al.* (1970), Morita (1977), and Penney *et al.* 1992 suggested migration of albacore between the Atlantic and Indian Ocean off South Africa, which could be promoted by the strong Agulhas Current. A more exhaustive study of these regions is carried out by a new research project (GERMON by Nikolic and Bourjea), enlarging sample sizes and including samples from the western region of the Indian Ocean and the Southeastern Atlantic.

Nevertheless, the definition of six distinct stocks of albacore divisions appears more complex than usually thought. Heterogeneity seems present within all the management units, which causes a differentiation in what we could call the sub-stocks. The genetic studies, which did not detect differentiation within management units, generally did not have enough resolution in the markers (type, polymorphism and number). Microsatellites are efficient markers to detect intrapopulation heterogeneity with a minimum advocated of 30 to 40 (Barker *et al.* 1993; San Cristobal *et al.* 2006; Nikolic *et al.* 2009). Single nucleotide polymorphisms (SNPs) are also a relevant markers even if they show less power than do multi-allelic microsatellite loci (Ryman *et al.* 2006; Haas and Payseur 2011), and it takes at least 5 times more SNPs than microsatellite (Glaubitz *et al.* 2003) to detect fine-scale heterogeneity. Combining physically linked SNPs into haplotype blocks can increase statistical power (Gattepaille and Jokobsson 2012) but it has been estimated that up to 100 SNPs are required for accurate parentage determination in natural populations (Anderson and Garza 2006). This may explain the lack of detection of heterogeneity within oceans by Albaina *et al.* (2013) using 53 SNPs and it would be very interesting to increase this number.

The Mediterranean albacore populations are different compared to oceanic albacore. These populations seem to have the smallest gene flow to or from other populations, suggesting an isolation event leading to their differentiation by genetic drift (Montes *et al.* 2012). Heterogeneity was observed with genetic markers within the Mediterranean Sea with two populations (Davies *et al.* 2011). More precisely the Tyrrhenian and Adriatic Sea were grouped together and differentiated from the Balearic Sea (Montes *et al.* 2012). It is concordant with the different spawning areas observed in the Strait of Messina (Sanzo 1910, 1925, 1933; Sella 1924) and the Aeolian Islands (Arena 1978), then in the Balearic Islands (Serna *et al.* 2003; Garcia *et al.* 2006). The Mediterranean albacore displays separate spawning grounds (Piccinetti and Piccinetti-Manfrin 1993; Piccinetti *et al.* 1997) and the management in one unique stock in Mediterranean (ICCAT 1996) should be revised in two units Central-East versus West.

Concerning the potential biological heterogeneity in the North Atlantic albacore stock, proposed by Aloncle and Delaporte (1974) and Bard (1981), then discussed by Fonteneau in 2010, it seems consistent. The current study of Davies *et al.* (2011) indicated the potential presence of three populations across the Northeast Atlantic. This stock structure within the management unit could play a major role in the fishery trend (Fonteneau 2010) and scientific investigations are recommended. Furthermore, the potential spawning zone in the North Atlantic seems very large from the west coast to central ocean (Bard 1982; Fonteneau 2010) and extending in two seasons (Fonteneau 2010), during the second quarter in the west and the third quarter more in the central. It looks like the South Atlantic pattern with two spawning areas (west and central) (Bard 1982). Hence, we encourage analysis on the genetic diversity on larvae in these areas covering seasons and also in the surface (upper 100 m) and deeper (around 200 m) to access the two classes (immature and mature). The presence of heterogeneity in the large spawning zone in the North Atlantic may help to understand the heterogeneity across the Northeast Atlantic. The South Atlantic needs also more investigation and genetic analysis on larvae in the two spawning areas (one in the west side and one in the central (Bard 1982)), which can be completed by sampling of immature and mature albacore to provide information on the potential presence of sub-stocks. Other studies using the habitat heterogeneity could also be encouraged. For example, to divide appropriately the entire habitat of South Atlantic albacore into sub-areas, following the results of Wu and Yeh (2002) and of a current study (Chang and Yeh 2012) providing corrections in three sub-areas.

The separation of stock is usually based on observed migration and tagging data and, more recently by genetic data. In the Pacific, the migration is not a well-defined phenomenon and it is very complex. Otsu and Uchida (1962) suggested that the migration route largely depended on age, observing that the migration area of albacore moved westward in the Pacific Ocean with age. The annual migration route for mature albacore is described as a closed ellipse wider in El Niño years than non-El Niño years and is associated with an appearance of a cold-water region in the central and south-western North Pacific (Kimura *et al.* 1997). Immature albacore also have an anticlockwise migration route in winter when the Kuroshio Current has a relatively straight path (Kimura *et al.* 1997). However, the migration does not persist when the Kuroshio takes a large meander path (Kimura *et al.* 1997). In spite of this complexity, there was a growing body of evidence (Lauris and Lynn 1977; Lauris 1983; Lauris and Nishimoto (1979); Lauris and Wetherall 1981; Lewis 1990) that North Pacific albacore are not as homogeneous as assumed (US. HO 1948; Clemens 1961; Otsu and Uchida 1963). The shoreward-migrating albacore of the Pacific Northwest and California seem to be independent groups (Lauris and Lynn 1977) with different migratory patterns (Lauris and Nishimoto 1979; Kimura *et al.* 1997).

Regarding the South Pacific, less is known about the movements of albacore (IATTC 2012). Using microsatellite markers, significant differences between the Southwest and Southeast Pacific albacore has been observed (Takagi *et al.* 2001; Montes *et al.* 2012). However, it is difficult to explain these genetic differentiations because no major spawning ground of albacore has been determined in the Southeast Pacific (Takagi *et al.* 2001). Only the two major spawning groups that have been identified in the western to mid tropical Pacific are spatiotemporally separated the North and South stocks (Nishikawa *et al.* 1985). Hypothesis of a sub-structuration inside each of these large spawning groups is not excluded and need more scientific investigations. Individuals from the east side of the South Pacific could come from the central spawning area. Genetic and tagging analysis of larger samples from different years classes and sizes are necessary to better define the observed genetic differences. Stock assessments are usually modeled as a single region, which simplifies the comparison since tagging data can be particularly informative about movement rates among regions (Hoyle and Langley 2007). Stock assessments of South Pacific stratified this area (in three, then four, and finally six spatial strata) in order to account for the distinctive size segregation by latitude (Hoyle *et al.* 2012). Heterogeneity present in all management units causes a number of problems with the assessment because it is essential that the stock assumed corresponds to the real population structure of the resource.

I. Conclusion

Given that most stocks of albacore are currently overexploited, an urgent need exists to improve conservation and management efforts, including the development of alternative methods of population assessment (Collette *et al.* 2011; Juan-Jordá *et al.* 2011; Albaina *et al.* 2013). It is essential that the stock assumed during the assessment and management process corresponds to the real population structure of the resource (Arrizabalaga *et al.* 2007). Otherwise, fishery management becomes inefficient (less productive populations may be overfished and collapse, while more productive populations may be underexploited (Allendorf *et al.* 1987; Begg *et al.* 1999)). Genetic methods may aide a previous investigation to identify population structure (Hoarau *et al.* 2004; Carlsson *et al.* 2006; Was *et al.* 2008; Kovach *et al.* 2010). Genetic studies should be continued by increasing the sample size and number of markers to achieve a clear distinction between and within the stocks. The Northeast Atlantic and Mediterranean Sea seems clearly divided in several stocks. Conventional tagging and electronic tags would also assist to investigate the stock structure and seasonal migrations and habitat distribution. The South Atlantic and Pacific differences observed between the west and east really need to be investigated. The Indian Ocean is the oceanic region in which we have the least knowledge but the last management committee has encouraged studies on the population structure (IOTC–SC15 2012) and some are already in process.

Acknowledgements

Gilles Morandau and Nathalie Cail Milly from IFREMER (Anglet) are deeply acknowledged for their comments facilitating this working paper.

References

- Albaina A, Iriondo M, Velado I, Laconcha U, Zarrakonandia I, Arrizabalaga H, Pardo MA, Lutcavage M, Grant WS, Estonba A. 2013. Single nucleotide polymorphism discovery in albacore and Atlantic bluefin tuna provides insights into worldwide population structure. *Animal Genetics*.
- Allendorf FW, Ryman N, Utter FM. 1987. Genetics and fishery management: past, present and future. In *Population genetics and fishery management* (N. Ryman and F. M. Utter, eds.), p. 1–19. Univ. Washington Press, Seattle and London.
- Aloncle H, Delaporte F. 1979. Nouvelles remarques sur la structure du stock de germons (*T. alalunga*) dans le nord-est Atlantique. *ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap.* 8(2): 261-264.
- Aloncle H, Delaporte F. 1976. Marquages de germons par l'ISTPM, 1967-1974. *ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap.* 5: 216-220.
- Aloncle H, Delaporte F. 1974. Données nouvelles sur le germon Atlantique *Thunnus alalunga* Bonnaterre 1788 dans le Nord-Est Atlantique. Deuxième partie. *Revue des Travaux de l'Institut des Pêches Maritimes* 38(1), 9-102.
- Aloncle H, Delaporte F, Forest A, Leroy C. 1976. Campagnes thonières 1975 de l'ISTPM. Nouvelles données sur la pêche et connaissance du germon. *Science et Pêche, Bull. Inst. Pêches marit.* 256: 15pp.
- Anderson EC, Garza JC. 2006. The power of single-nucleotide polymorphisms for large-scale parentage inference. *Genetics* 172:2567-2582.
- Arena P. 1978. Aspects biologiques et comportements des concentrations génétiques du thon rouge en Méditerranée. *Actes Coll. CNEXO* 8: 53-57.
- Arrizabalaga H, Lopez-Rodas V, Costas E, González-Garcás A. 2007. Use of genetic data to assess the uncertainty in stock assessments due to the assumed stock structure: the case of albacore (*Thunnus alalunga*) from the Atlantic Ocean. *Fisheries Bulletin* 105, 140–6.
- Arrizabalaga H, Costas E, Juste J, González-Garcás A, Nieto B, López-Rodas V. 2004. Population structure of albacore *Thunnus alalunga* inferred from blood groups and tag-recapture analyses. *Marine Ecology Progress Series* 282: 245–252.
- Arrizabalaga H, Lopez-Rodas V, Costas E, Gonzalez-Garces A. 2003. Estimating albacore movement rates between the North Atlantic and the Mediterranean from conventional tagging data. *ICCAT Col Vol Sci Pap* 55:280–291.
- Arrizabalaga H, Lopez-Rodas V, Ortiz de Zarate V, Costas E, Gonzalez-Garces A. 2002. Study on the Migrations and Stock Structure of Albacore (*Thunnus alalunga*) from the Atlantic Ocean and the Mediterranean Sea Based on Conventional Tag Release- Recapture Experiences. *ICCAT Col Vol Sci Pap* 54:1479–1494.
- Bard FX. 1982. L'habitat du germon (*Thunnus alalunga*) en Océan Atlantique. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 17(2): 487-490.
- Bard FX. 1981. La thon germon (*Thunnus alalunga*) de l'Océan Atlantique. De la dynamique de population à la stratégie démographique. Thèse Doctorat ès Sciences Naturelles, Université de Paris VI, 330P.
- Barker JSF, Bradley DG, Fries R, Hill WG, Nei M, Wayne RK. 1993. An integrated global programme to establish the genetic relationships among the breeds of each domestic animal species. Rome: FAO Animal Production and Health Paper, Report of a working group.
- Beardsley GL. 1969. Proposed Migrations of Albacore, *Thunnus alalunga*, in the Atlantic Ocean. *Transactions of the American Fisheries Society* 98. 4: 589-598.

- Begg GA, Friedland KD, Pearce JB. 1999. Stock identification and its role in stock assessment and fisheries management: an overview. *Fisheries Research* 43:1–8.
- Begg GA, Waldman JR. 1999. An holistic approach to fish stock identification. *Fisheries Research*, 43:35–44.
- Carlsson J, McDowell JR, Carlsson JEL, Olasdottir D. 2006. Genetic heterogeneity of Atlantic bluefin tuna caught in the eastern North Atlantic Ocean south of Iceland. *ICES Journal of Marine Science*.
- Chand FC, Yeh SY. 2012. Standardized CPUE of the South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) based on Taiwanese longline catch and effort statistics dating from 1967 and 2010. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 68(2): 580-592.
- Chow S, Ushiyama H. 1995. Global population structure of albacore (*Thunnus alalunga*) inferred by RFLP analysis of the mitochondrial ATPase gene. *Marine Biology* 123: 39–45.
- Chow S, Kishino H. 1995. Phylogenetic relationships between tuna species of the genus *Thunnus* (Scombridae: Teleostei): inconsistent implications from morphology, nuclear and mitochondrial genomes. *Journal of Molecular Evolution* 41, 741–8.
- Clemens HB. 1961. The migration, age, and growth of Pacific albacore (*Thunnus germon*), 1951-1958. Calif. Dept. Fish and Game, *Fisheries Bulletin*. 115, 128 p.
- Collette BB, Carpenter K.E, Polidoro B.A. *et al.* 2011. High value and long life-double jeopardy for tunas and billfishes. *Science*, 333, 291–2.
- Davies CA, Gosling EM, Was A, Brophy D, Tysklind N. 2011. Microsatellite analysis of albacore tuna (*Thunnus alalunga*): population genetic structure in the North-East Atlantic Ocean and Mediterranean Sea. *Marine Biology* 158: 2727–2740.
- De Metrio G, Megalofonou P, Cacucci M, Sion L, Ortiz de Zarate V, Acone, F. 1997. Results of tagging experiments on albacore (*Thunnus alalunga* Bonn.) in the Northern Ionian and Southern Adriatic Seas from 1990 to 1995. *ICCAT Collective Volume of Scientific Papers* 46, 148–151.
- Dicenta A, Piccinetti C. 1978. Desove de atún (*Thunnus thynnus* L.) en el Mediterráneo occidental y evaluación directa del stock de reproductores, basado en la abundancia de sus larvas. *ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap.* 7(2): 389-395.
- Farley JH, Williams AJ, Hoyle SD, Davies CR, Nicol SJ. 2013. Reproductive dynamics and potential annual fecundity of the South Pacific Albacore tuna (*Thunnus alalunga*). *Plos One* 8(4).
- Fonteneau A. 2010. On the North Atlantic Albacore stock and on its potential sub populations. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(4): 1282-1290 (2010).
- Garcia A, Cortes D, Ramirez T, Fehri-Bedoui R, Alemany F, *et al.* 2006. First data on growth and nucleic acid and protein content of field-captured Mediterranean bluefin (*Thunnus thynnus*) and albacore (*Thunnus alalunga*) tuna larvae: a comparative study *Scientia Marina* (Barcelona), suppl. Suppl. 2 70 : 67-78.
- Gattepaille LM, Jokobsson M. 2012 Combining markers into haplotypes can improve population structure inference. *Genetics* 190, 159–74.
- Glaubitz JC. *et al.* . 2003. Prospects for inferring pairwise relationships with single nucleotide polymorphisms. *Molecular Ecology*.12, 1039–1047.
- Godsil HC. 1948. A preliminary population study of the yellowfin and the albacore. The California Department of Fish and Game's *Fish Bulletin*. 70:1-90
- Goni N, Logan J, Arrizabalaga H, Jarry M, Lutcavage M. 2011. Variability of albacore (*Thunnus alalunga*) diet in the Northeast Atlantic and Mediterranean Sea. *Marine Biology* 10 : 1057-1073.

- Graves JE, Dizon AE. 1989. Mitochondrial DNA sequence similarity of Atlantic and Pacific albacore tuna (*Thunnus alalunga*). Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. 46: 870-873.
- Haasl RJ, Payseur BA. 2011. Multi-locus inference of population structure: a comparison between single nucleotide polymorphisms and microsatellites. Heredity 106, 158–71.
- Hallaire L, Dao JC. 1971. Etude sérologique du germon du nord-est Atlantique. Cons. Perm. Inst. Cons. Thon. Atlant. Madrid 1971.
- Hayasi S, Koto T, Shin Ghu C, Kume S, Morita Y. 1970. Resources and fisheries of tunas and related fishes in the Atlantic Ocean. Far Seas Fish.Res.Lab.S, Series No. 3, pp. 18–72
- Hoarau G, Piquet AMT, van der Veer HW, Rijnsdorp AD, Stam W, Olsen JL. 2004. Population structure of plaice (*Pleuronectes platessa* L.) in northern Europe: a comparison of resolving power between microsatellites and mitochondrial DNA data. Journal of Sea Research.
- Hoyle S, Hampton J, Davies N. 2012. Stock assessment of albacore tuna in the south Pacific Ocean. SPC, Busan, Republic of Korea. Scientific Committee Eighth Regular Session. WCPFC-SC8-2012/SA-WP-04-REV1.
- Hoyle S, Langley A. 2007. Comparison of South Pacific Albacore stock assessments using MULTIFAN-CL and Stock Synthesis 2. Scientific Committee Third Regular Session. Honolulu, United States of America. WCPFC-SC3-ME SWG/WP-6
- Hue SB. 1979. Recherches sur l'hétérogénéité du stock de germon *T. alalunga* du NE Atlantique par électrophorese. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. 8(2): 265-271.
- Hue SB. 1980a. New knowledge on the migration of albacore (*T. alalunga*) in the Northeast Atlantic. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. 9(2): 344-352.
- Hue SB. 1980b. Summary of the study on the heterogeneity of the stock of albacore (*T. alalunga*) in the Northeast Atlantic. ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. 9(2): 353-355.
- Hsu CC. 1994. The status of Indian Ocean albacore – A review of previous work. Proceedings of the Fifth Expert Consult on Indian Ocean Tunas. Indo-Pacific Tuna Development and Management Programme. Coll. Vol. Work. Doc. 8:117–124.
- IATTC. 2012. Fishery Status Report N°10. Tunas and Billfishes in the Eastern Pacific Ocean in 2011. La Jolla, California 2012.
- ICCAT. 2011. Report of the 2010 ICCAT Mediterranean Albacore data preparatory meeting. ICCAT, 66(5): 1809-1856. Available : http://www.iccat.int/Documents/CVSP/CV066_2011/no_5/CV066051809.pdf
- ICCAT. 1996. Report of the final meeting of the ICCAT Albacore Research Program. Sukarrieta, Vizcaya.
- IOTC–SC15. 2012. Report of the Fifteenth Session of the IOTC Scientific Committee. Mahé, Seychelles, 10–15 December 2012. IOTC–2012–SC15–R[E].
- Ishii T. 1965. Morphometric analysis of the Atlantic albacore populations mainly her eastern areas. Bulletin of the Japanese Society of Scientific Fisheries 31: 333-339 (in Japanese with English abstract).
- Juan-Jordá MJ, Mosqueira I, Cooper A.B, Freire J, Dulvy NK. 2011. Global population trajectories of tunas and their relatives. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America 108, 20650–5.
- Keyvanfar A. 1962. Sérologie et immunologie de deux espèces de thonidés (*Germo Alalunga* GMELIN et *Thunnus Thynnus* LINNÉ) de l'Atlantique et de la Méditerranée. Revue des Travaux de l'Institut des Pêches Maritimes. 26 (4).

- Kimura S, Nakai M, Sugimoto T. 1997. Migration of albacore, *Thunnus alalunga*, in the North Pacific Ocean in relation to large oceanic phenomena . Fisheries Oceanography. 6:51–57.
- Koto T. 1969. Studies on the albacore-XIV. Distribution and movement of the albacore in the Indian and the Atlantic Oceans based on the catch statistics of Japanese tuna long-line fishery. Bull Far Seas Fish Res Lab, Japan 1:115-129 (in Japanese with English abstract).
- Kovach AL, Breton TS, Berlinsky DL, Maceda L, Wirgin I. 2010. Fine-scale spatial and temporal genetic structure of Atlantic cod off the Atlantic coast of the USA. Marine Ecology Progress Series.
- Kurogane K, Hiyama Y. 1958. Morphometric comparison of the albacore from the northwest, the equatorial and the southwest Pacific. Records of oceanographic Works in Japan 4:67-75.
- Kurogane K, Hiyama Y. 1959. Morphometric comparison of the albacore from the Indian and the Pacific Ocean. Records of oceanographic Works in Japan 5:68-84.
- Laurs RM. 1983. The North Pacific albacore - an important visitor to California Current water. Calif. Coop. Oceanic Fish. Invest. Rep. 24:99-106.
- Laurs RM, Wetherall JA. 1981. Growth rates of North Pacific albacore, *Thunnus alalunga*, based on tag returns. Fishery Bulletin 79 (2): 293-302.
- Laurs RM, Lynn RJ. 1977. Seasonal migration of North Pacific albacore, *Thunnus alalunga*, into North American coastal waters: distribution relative abundance, and association with Transition Zone waters. Fishery Bulletin. U.S. 75:795-822.
- Laurs RM, Nishimoto RN. 1979. Results from North Pacific albacore tagging studies. Southwest Fisheries Center Admin. Rept. No. LJ-79-17, 9 p.
- Lewis AD. 1990. South Pacific albacore stock structure: a review of available information. 3rd South Pacific Commission, Noumea, New Caledonia, p. 1–13.
- Mele S, Merella P, Macias D, Gomez MJ, Garippa G, *et al.* 2010. Metazoan gill parasites of wild albacore *Thunnus alalunga* (Bonaterre, 1788) from the Balearic Sea (western Mediterranean) and their use as biological tags. Fisheries Research (Amsterdam) 102. 3 : 305-310.
- Metcalf D. 2006 Fish population structuring in the North Sea: understanding processes and mechanisms from studies of the movements of adults. Journal of Fish Biology, 69 (supplement C): 48-65.
- Montes I, Iriando M, Manzano C, Arrizabalaga H, Jiménez E, Pardo MA, Goñi N, Davies CA, Estonba A. 2012. Worldwide genetic structure of albacore (*Thunnus alalunga*) revealed by microsatellite DNA markers. Marine Ecology Progress Series 471: 183–191.
- Morita S. 1977. On the relationship between the albacore stocks of the South Atlantic and Indian Oceans. Collect Vol Sci Pap ICCAT 7: 232–237.
- Nakadate M, Viñas J, Corriero A, Clarke S, Suzuki N, Chow S. 2005. Genetic isolation between Atlantic and Mediterranean albacore populations inferred from mitochondrial and nuclear DNA markers. Journal of Fish Biology 66, 1545–57.
- Nakamura H. 1969. Tuna distribution and migration. Fishing News Ltd, London.
- Nishikawa Y, Honma M, Ueyanagi S, Kikawa S. 1985. Average distribution of larvae of oceanic species of scombroid fishes, 1956-1981. Far Seas Fish Res Lab S Ser 12: 1–99.
- Nikolic N, Fève K, Chevalet C, Høyheim B, Riquet J. 2009. A set of 37 microsatellite DNA markers for genetic diversity and structure analysis of Atlantic salmon *Salmo salar* populations. Journal of Fish Biology 74, 458–466.

- Ortiz de Zárate V, Cort JL. 1998. Albacore (*Thunnus alalunga*, Bonaterre) stock structure in the Atlantic Ocean as inferred from distribution and migration patterns. ICCAT TUNA SYMPOSIUM, ICCAT, Col. Sci. Pap. Vol. L (1) pp: 251-260.
- Otsu T, Uchida RN. 1963. Model of the migration of albacore in the North Pacific Ocean. U.S. Fish and Wildlife Service. Fishery Bulletin. 63: 33-44.
- Penney AJ, Krohn RG, Wilke CG. 1992. A description of the South African tuna fishery in the southern Atlantic Ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 37: 218-229.
- Piccinetti C, Piccinetti-Manfrin G. 1993. Distribution des larves de thonidés en Méditerranée. ICCAT Collective Volume of Scientific Papers 40, 164-172.
- Piccinetti C, Piccinetti-Manfrin G, Soro S. 1997. Results of a research survey on tuna larvae in the Mediterranean. ICCAT Collective Volume of Scientific Papers 46, 207-214.
- Pujolar JM, Roldán MI, Pla C. 2003. Genetic analysis of tuna populations, *Thunnus thynnus thynnus* and *T. alalunga*. Marine Biology 143: 613-621
- Riccioni G, Landi M, Ferrara G, Milano I, Cariani A, Zane L, Sella M, Barbujani G, Tinti F. 2010. Spatio-temporal population structuring and genetic diversity retention in depleted Atlantic bluefin tuna of the Mediterranean Sea. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America 107, 2102-7.
- Ryman N, Palm S, Andrá C, Carvalho G.R, Dahlgren T.G, Jorde P.E, Laikre L, Larsson L.C, Palmá A, Ruzzante D.E. 2006. Power for detecting genetic divergence: differences between statistical methods and marker loci. Molecular Ecology 15, 2031-45.
- SanCristobal M, Chevalet C, Haley CS, Joosten R, Rattink AP, Harlizius B, Groenen MAM, Amigues Y, Boscher M-Y, Russell G, Law A, Davoli R, Russo V, Désautés C, Alderson L, Fimland E, Bagga M, Delgado JV, Vegapla JL, Martinez AM, Ramos M, Glodek P, Meyer JN, Gandini GC, Matassino D, Plastow GS, Siggens K, Laval G, Archibald AL, Milan D, Hammond K, Cardellino R. 2006. Genetic diversity within and between European pig breeds using microsatellite markers. Animal Genetics 37, 189-198.
- Sanzo L. 1910. Uova e larve di Scomberoidei (Riv. Pesce. e Idrobiol). N°9.
- Sanzo L. 1925. Uova e larve di Alalonga. *Orcynus germo* Ltk. Aui R. Ace. Dei Linei (6) pp. 131-134.
- Sanzo L. 1933. Uova e primi stadi larvali di Alalonga. (*Orcynus germo* Ltkn). H. Comit Talassog. Ital. Mem. CXCVIII, p. 10.
- Sella M. 1924. Caratenei differenziali dei giovani stadi di *Orcynus thynnus* Ltkn, O. Alalonga Risso, *Auxis bisus* sp. Bencic Real Acead. Dei Linei 5me Série XXXIII, p. 300-305.
- Serene P. 1971. Esterase of the northeast Atlantic albacore stock. CIEM CM. 1969 Special Meeting on "The Biochemical and Serological Identification of fish stocks", 33 : 1-6.
- Serna JM, Valeiras J, Alot E, Godoy D. 2003. Collective volume of scientific papers. International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas/Recueil de documents scientifiques. Commission internationale pour la Conservation des Thonides de l'Atlantique/Coleccion de documentos científicos. Comision internacional para la Conservacion del Atun Atlantico 55. 1: 160-165.
- Shiohama T. 1971. Studies on measuring changes in the character of the fishing effort of the tuna longline fishery. Concentrations of the fishing effort to particular areas and species in the Japanese fishery. Bull. Far Seas Fish. Lab. 5: 107-130.
- Shiohama T. 1973. Overall fishing intensity and catch by length class of albacore in Japanese Atlantic longline fishery, 1956-1970. ICCAT Recueil de documents scientifiques, vol. 1: 198-224.

- Shiohama T. 1974. Overall fishing intensity and catch by length class of albacore in Japanese Atlantic longline, 1956-1971. ICCAT Recueil de documents scientifiques, vol. 11: 163-176.
- Suda A. 1974. Recent status of resources of tuna exploited by longline fishery in the Indian Ocean. Bull. Far Seas Fish. Res. Lab. 10:27-62.
- Suzuki A. 1962. Serological studies of the races of tuna. VI. Bigeye-3 antigen occurred in the albacore. Rep Nankai Reg Fish Res Lab 16:67-70 (in Japanese with English abstract)
- Takagi M, Okamura T, Chow S, Taniguchi N. 2001. Preliminary study of albacore (*Thunnus alalunga*) stock differentiation inferred from microsatellite DNA analysis. Fishery Bulletin, 99: 697-701.
- Talbot FH, Penrith MJ. 1963. Synopsis of biological data on species of the genus *Thunnus sensu lato* (South Africa). FAO Fish. Rep., (6) Vol. 4 : 608-46.
- Ueyanagi, S. 1969. Observations on the distribution of tuna larva in the Indo-Pacific Ocean with emphasis on the delineation of spawning areas of albacore, *Thunnus alalunga*. Bull. Far Seas Fish. Res. Lab. 2:177-219.
- Uozumi Y. 1996. A historical review of Japanese longline fishery and albacore catch in the Atlantic Ocean. ICCAT Coll. Vol. Sci. Pap.; XLIIi; 261-268.
- U. S. Hydrographic office 1948. World atlas of sea surface temperatures. 2nd ed., 1944. Wash., Gov't Print. off., H. O. no. 225.
- Viñas J, Alvarado Bremer JR, Pla C. 2004. Inter-oceanic genetic differentiation among albacore (*Thunnus alalunga*) populations. Marine Biology 145: 225-232.
- Viñas J, Santiago J, Pla C. 1999. Genetic characterisation and Atlantic Mediterranean stock structure of albacore, *Thunnus alalunga*. Collect Vol Sci Pap ICCAT 49: 188-190.
- Viñas J, Santiago J, Pla C. 1999. Genetic characterization and Atlantic Mediterranean stock structure of Albacore, *Thunnus alalunga*. ICCAT Coll Vol Sci Pap 49:188-191.
- Was A, Gosling E, McCrann K, Mork J. 2008. Evidence for population structuring of blue whiting (*Micromesistius poutassou*) in the Northeast Atlantic. ICES Journal of Marine Science.
- Williams AJ, Farley JH, Hoyle SD, Davies CR, Nicol SJ (2012) Spatial and sex-specific variation in growth of albacore tuna (*Thunnus alalunga*) across the South Pacific Ocean. PloS One 7(6): 1-10.
- Wu GCC, Chiang HC, Chen KS, Hsu CC, Yang HY. 2009. Population structure of albacore (*Thunnus alalunga*) in the Northwestern Pacific Ocean inferred from mitochondrial DNA. Fisheries Research 95: 125-131.
- Wu CL, Yeh SY. 2002. Geographic distribution and area demarcation on the fisheries resource of south Atlantic albacore. ACTA Oceanogra. Taiwan. 40(1):81-92.
- Yeh SY, Treng TD, Hui CF, Penney AJ. 1997. Mitochondrial DNA sequence analysis on Albacore *Thunnus alalunga*, meat samples collected from the waters off western South Africa and the Eastern Indian Ocean. ICCAT Col Vol Sci Pap 46:152-159
- Yeh SY, Hui CF, Treng TD, Kuo CL. 1995. Indian Ocean albacore stock structure studies by morphometric and DNA sequence methods. FAO IPTP/TWS/95/2/25.
- Zhu GP, Xu LX, Zhou YQ, Dai XJ. 2008. Length-frequency compositions and weight-length relations for bigeye tuna, yellowfin tuna, and albacore (Perciformes: Scombrinae) in the Atlantic, Indian, and Eastern Pacific Oceans. Acta Ichthyol. Piscatoria, 38(2): 157-161.

Table 1. Publications dealing with the differentiation among the oceanic regions of albacore. Blue indicates that the publication is consistent with the management unit defined. Red indicates that the publication is not consistent with the management unit defined.

Oceanic Regions	Differentiation		Reference	Method	Conclusions	Consistent with management unit	
	Yes	No				Yes	No
Atlantic - Mediterranean	x		Keyvanfar 1962	Serologic, proteomic	Difference between and within Atlantic and Mediterranean albacore	x	
	x		De Metrio <i>et al.</i> 1997	Tagging	Low migration between Mediterranean and Atlantic	x	
	x		Ortiz and Cort 1998	Tagging	Low migration between Mediterranean and Atlantic	x	
		x	Viñas <i>et al.</i> 1999	Genetic	No differences between albacores from the Mediterranean Sea and those from the Atlantic		x
		x	Pujolar <i>et al.</i> 2003	Genetic	No genetic heterogeneity was observed between Mediterranean and Azores (East Atlantic) samples		x
	x		Arrizabalaga <i>et al.</i> 2002, 2003	Tagging	Low migration between Mediterranean and Atlantic	x	
	x		Arrizabalaga <i>et al.</i> 2004	Lectins in blood groups	Mediterranean and North Atlantic populations are distant	x	
	x		Viñas <i>et al.</i> 2004	Genetic	Differentiation between NE Atlantic and Mediterranean	x	
	x		Nakadate <i>et al.</i> 2005	Genetic	Strong frequency differences between Atlantic and Mediterranean samples. Low gene flow between Mediterranean and Atlantic	x	
	x		Goni <i>et al.</i> 2011	Diet, Isotope	High difference between Mediterranean and Northeast Atlantic	x	
	x		Mele <i>et al.</i> 2010	Parasites	Differentiation between NE Atlantic and Mediterranean	x	
	x		ICCAT 2011	Tagging	The exchange between the Atlantic and Mediterranean is minor	x	
	x		Davies <i>et al.</i> 2011	Genetic	NE Atlantic and Mediterranean are strongly differentiated	x	
	x		Montes <i>et al.</i> 2012	Genetic	Distinguished the Mediterranean Sea population from the rest	x	
		Albaina <i>et al.</i> 2013	Genetic	Significant heterogeneity between Atlantic (NE, NW, IRE, SE) and Mediterranean	x		
Atlantic - Indian	x		Suzuki 1962	Serologic	Indian Ocean albacore were significantly different from those of the Atlantic and Pacific, but were most similar to those of the Pacific	x	
	x		Koto 1969	Catch, Length	Difference between Atlantic and Eastern Indian samples	x	
	x		Yeh <i>et al.</i> 1995	Morphometric, Genetic	Possible 2 stocks: south Atlantic and Indian	x	
	x		Yeh <i>et al.</i> 1997	Genetic	South Atlantic differs of East Indian	x	
	x		Zhu <i>et al.</i> 2008	Length	Differences North Atlantic and West Indian	x	
		x	Montes <i>et al.</i> 2012	Genetic	Homogeneity between South Atlantic and Indian Oceans		x
	x		Albaina <i>et al.</i> 2013	Genetic	Significant heterogeneity between oceans but albacore from the Indian Ocean were most divergent from the Atlantic and Mediterranean than from Pacific Ocean samples	x	

Atlantic - Pacific	x		Suzuki 1962	Serologic	Highly significant difference in the antigen frequencies between the Atlantic and Pacific albacore	x	
		x	Graves and Dizon 1989	Genetic	The two groups had either been separated for a short period of time in evolutionary terms		x
	x		Chow and Ushiana 1995	Genetic	Highly significant heterogeneity was evident among Atlantic and Pacific	x	
	x		Takagi <i>et al.</i> 2001	Genetic	Differentiation within and between the Pacific and Atlantic	x	
	x		Zhu <i>et al.</i> 2008	Length	Differences North Atlantic and Southeast Pacific	x	
	x		Davies <i>et al.</i> 2011	Genetic	NE Atlantic and SW Pacific are strongly differentiated	x	
	x		Albaina <i>et al.</i> 2013	Genetic	Significant heterogeneity between oceans	x	
Pacific - Indian	x		Suzuki 1962	Serologic	Indian Ocean albacore were significantly different from those of the Atlantic and Pacific, but were most similar to those of the Pacific	x	
	x		Lewis 1990	review: Catch, Morphometric, Tagging	Limited interchange	x	
	x		Chow and Kishino 1995	Genetic	Differentiation between Indo-Pacific albacore	x	
	x		Zhu <i>et al.</i> 2008	Length	Differences West Indian and Southeast Pacific	x	
	x		Montes <i>et al.</i> 2012	Genetic	Differentiation between Pacific and Indian albacore	x	
	x		Albaina <i>et al.</i> 2013	Genetic	Significant heterogeneity between oceans but Indian Ocean albacore were differentiated to a small degree from Pacific Ocean albacore	x	
Pacific - Mediterranean	x		Davies <i>et al.</i> 2011	Genetic	Mediterranean and SW Pacific are strongly differentiated	x	
	x		Montes <i>et al.</i> 2012	Genetic	Distinguished the Mediterranean Sea population from the rest	x	
Indian - Mediterranean	x		Montes <i>et al.</i> 2012	Genetic	Distinguished the Mediterranean Sea population from the rest	x	
	x		Albaina <i>et al.</i> 2013	Genetic	Significant heterogeneity between oceans but albacore from the Indian Ocean were most divergent from the Atlantic and Mediterranean than from Pacific Ocean samples	x	

Table 2. Publications deal with the differentiation within the oceanic regions and management units of albacore. Blue, the publication is consistent with the management unit defined. Red the publication is not consistent with the management unit defined.

Oceanic Region	Differentiation area	Differentiation		Reference	Method	Conclusions	Consistent with management unit		
		Yes	No				Yes	No	
Atlantic	North - South	x		Beardsley 1969	Catch	Two spawning areas (western North and South Atlantic)	x		
		x		Koto 1969	Catch, Length	Difference distribution of length class. Two spawning areas (North and south)	x		
		x		Hayasi <i>et al.</i> 1970	Length	Difference distribution of length class	x		
		x		Ueyanagi 1971	Catch Larvae	Two spawning areas (north and south)	x		
		x		Shiohama 1971, 1973, 1974	Catch	Difference north and south	x		
		x		Uozumi 1996	Catch	Difference north and south	x		
			x	Chow and Ushiana 1995	Genetic	No heterogeneity between North and South		x	
		x		Ortiz and Cort 1998	Tagging	No mixing between north and south	x		
		x		Takagi <i>et al.</i> 2001	Genetic	Differences between the 2 Atlantic hemisphere samples (NEA and SWA)	x		
		x		Arrizabalaga <i>et al.</i> 2002	Tagging	No albacore released in the North Atlantic or the Mediterranean has been recaptured in the South Atlantic.	x		
			x	Nakadate <i>et al.</i> 2005	Genetic	Differences significant between the samples from the Atlantic (NEA and SWA)		x	
			x	Montes <i>et al.</i> 2012	Genetic	However the samples of Bay of Biscay was nearest of the South Atlantic than the North (Ireland) samples.		x	
		x	Albaina <i>et al.</i> 2013	Genetic	No differences between northern and southern populations		x		
		Within management units	x		Serene 1969	Serum esterase	Heterogeneities in the Northeast with different phenotypes		x
			x		Hallaire and Dao 1971	Serum esterase	Heterogeneities in the Northeast		x
			x		Aloncle and Delaporte 1974	Tagging, Color and size of fishes, Parasites	3 populations across the NEA		x
			x		Aloncle and Delaporte 1979	Tagging, Length	Heterogeneities in the Northeast with difference between the Bay of Biscay and Azores		x
			x		Hue 1980a	Tagging	Heterogeneities in the North population. Migration toward south during the winter and north during the summer		x
			x		Hue 1979, 1980b	Electrophoresis, Tagging	2 groups in the north east Atlantic		x
	x			Bard 1981	Catch, Tagging	Consistent with Aloncle and Delaporte 1974		x	
	x		Bard 1982	Catch	2 spawning areas in the South Atlantic (west and central)		x		
	x		Ortiz and Cort 1998	Tagging	Results consistent with Aloncle and Delaporte 1974 (migration)		x		

		x		Takagi <i>et al.</i> 2001	Genetic	NE Atlantic sample was significantly heterogeneous		x
		x		Davies <i>et al.</i> 2011	Genetic	3 populations across the NEA		x
		x		Chand and Yeh 2012	Catch	South Atlantic in 3 sub-areas		
			x	Albaina <i>et al.</i> 2013	Genetic	No within-ocean heterogeneity	x	
Mediterranean	Within management units	x		Keyvanfar 1962	Serologic, proteomic	Difference between Mediterranean albacore groups		x
		x		Aloncle and Delaporte 1976	Tagging	Possible entrance of individuals from the North Atlantic to the Mediterranean		x
		x		Aloncle <i>et al.</i> 1976	Tagging	Possible entrance of individuals from the North Atlantic to the Mediterranean		x
		x		Arena 1978	Morphometric	Different growth rates and age of maturity		x
		x		Dicinta and Piccinetti 1978	Catch larvae	Independent spawning area existing in the western Mediterranean		x
			x	Pujolar <i>et al.</i> 2003	Genetic	No genetic heterogeneity was observed within Mediterranean samples	x	
			x	Nakadate <i>et al.</i> 2005	Genetic	No significant heterogeneity between central and east	x	
		x		Goni <i>et al.</i> 2011	Diet, Isotope	Consistent with the existence of separate spawning grounds in the Tyrrhenian Sea and in the South Adriatic Sea		x
		x		Davies <i>et al.</i> 2011	Genetic	2 populations East and West		x
		x		Montes <i>et al.</i> 2012	Genetic	2 populations East and West : Tyrrhenian and Adriatic Sea samples were grouped together and could be differentiated from the Balearic Sea		x
			x	Albaina <i>et al.</i> 2013	Genetic	No heterogeneity within-ocean	x	
Pacific	North - South	x		Kurogane and Hiyama 1958, 1959	Morphometric	Differences in morphometry between North and South	x	
		x		Otsu and Ushida 1963	Tagging, morphometric	North Pacific is an unique stock	x	
		x		Ishii 1965	Morphometric	Differences in morphometry between North and South	x	
		x		Nakamura 1969	Morphometric, Catch statistics	Differences North and South with probably negligible migration	x	
		x		Lewis 1990	review: Catch, Morphometric, Tagging	Negligible migration of albacore across the equator in the Pacific. Two spawning areas separated (North and South)	x	
			x	Chow and Ushiana 1995	Genetic	No heterogeneity between North and South		x
		x		Takagi <i>et al.</i> 2001	Genetic	Differences between the 2 Pacific hemisphere samples. Each one has a large spawning group from west to mid tropical	x	
			x	Montes <i>et al.</i> 2012	Genetic	No differences between North and South Pacific		x
		x		Aranda <i>et al.</i> 2010	Tagging	Separation north and south	x	
				x	Albaina <i>et al.</i> 2013	Genetic	No differences between northern and southern populations	
	Within	x		Godsil 1948	Morphometric	Morphometric differences between western and eastern Pacific		x

	management units	x	US. HO 1948	Fisheries	Rapid migration from the east into the West Coast	x	
		x	Clemens 1961	Tagging	Migration between the American mainland and the Hawaiian Islands and Japan	x	
		x	Laurs and Lynn 1977	Tagging, Length	Evidence that the shoreward-migrating albacore of the Pacific Northwest and California are independent groups		x
		x	Laurs and Nishimoto 1979	Tagging	Two substocks constitute the North with different migratory patterns		x
		x	Laurs and Wetherall 1981	Tagging, morphometric	Different growth rates and length frequency in two groups of North Pacific		x
		x	Laurs 1983	Tagging	Two substocks in the North Pacific.		x
		x	Lewis 1990	review: Catch, Morphometric, Tagging	Existence of two groups of albacore in the North Pacific		x
		x	Takagi <i>et al.</i> 2001	Genetic	Differences between Southwest and Southeast Pacific		x
		x	Montes <i>et al.</i> 2012	Genetic	2 populations in the south: East and West		x
		x	Williams <i>et al.</i> 2012	Length	Variation in length-at age and growth parameters across longitudes in South Atlantic from west to central		x
		x	Farley <i>et al.</i> 2013	Morphometric	Albacore in easterly longitudes on average having heavier gonads for their size than fish further west (South Pacific)		x
			x	Albaina <i>et al.</i> 2013	Genetic	No within-ocean heterogeneity	x
Indian	Within management units	x	Suda 1974	Morphometric	Boundary at about 30°S between albacore age groups		x
		x	Hsu 1994	Catch, Morphometric	Size composition varies with latitude		x
		x	Yeh <i>et al.</i> 1995	Genetic, Morphometric	Possible two stocks delimited by the 90°E longitude		x
		x	Yeh <i>et al.</i> 1997	Genetic	The variation between group is higher than within group		x
		x	Nishikawa <i>et al.</i> 1985	Catch larvae	Two spawning areas, in the east (near madagascar) and the west side		x
			x	Albaina <i>et al.</i> 2013	Genetic	No within-ocean heterogeneity	x

IMPLEMENTATION OF A HARVEST CONTROL RULE FOR NORTHERN ATLANTIC ALBACORE

Laurence T. Kell¹, Paul De Bruyn¹, Gorka Merino² and Josetxu Ortiz de Urbina³

SUMMARY

A Harvest Control Rule was developed for North Atlantic albacore during the 2013 assessment, this paper documents the procedure used.

RÉSUMÉ

Une norme de contrôle de la ponction a été élaborée pour le germon de l'Atlantique Nord pendant l'évaluation de 2013 ; le présent document décrit la procédure utilisée.

RESUMEN

Durante la evaluación de 2013, se desarrolló una norma de control de la captura para el atún blanco del Atlántico norte, en este documento se documenta el procedimiento utilizado.

KEYWORDS

Albacore, Harvest control rule, Management, Surplus Production model

1. Introduction

The ICCAT Commission [Rec. 11-04] asked the SCRS to develop a Limit Reference Point (LRP) for North Atlantic albacore that will trigger a rebuilding plan if biomass drops below it. 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. Therefore during the Albacore stock assessment working group a HCR was developed that was implemented as a Management Procedure (MP). Where a MP is the combination of pre-defined data, together with an algorithm to which such data are input to provide a value for a TAC or effort control measure, e.g. a stock assessment method including the estimation of reference points for use in a harvest control rule (HCR). A main objective of an MSE is to show through simulation trials whether a proposed MP or harvest strategies is robust to uncertainty. A HCR is set of well-defined rules used for determining a management action in the form of a TAC or allowable fishing effort. The MP uses an biomass dynamic model to derive population parameters and reference points from historical data (i.e. catch and effort) and to projection the stock as part of a HCR.

2. Management Objectives

The main Management Objective of ICCAT is to maintain the populations of tuna and tuna-like fishes at levels which will permit the maximum sustainable catch. Originally interpreted as using MSY as a target. Whole the Precautionary Approach [?] requires stock status to be assessed relative to limits and targets, to predict outcomes of management alternatives for reaching targets and avoiding limits, and to characterise uncertainty. The Commission has therefore asked the SCRS to develop a Limit Reference Point for North Atlantic swordfish that will trigger a rebuilding plan if biomass drops below it.

¹ ICCAT Secretariat, C/Corazón de María, 8. 28002 Madrid, Spain; Laurie.Kell@iccat.int; Phone: +34 914 165 600, Fax: +34 914 152 612.

² AZTI-Tecnalia, Herrera Kaia Portualdea, 20110, Pasaia, Spain; gmerino@azti.es; Phone: +34 667 174 456 Fax: +34 94 657 25 55.

³ Instituto Espa~nol 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.

2.1 Precautionary Approach

The Precautionary Approach imposes specific needs for research, stock assessments, monitoring and management. A harvest control rule (HCR) is recommended to specify in advance what actions should be taken when limits are reached. Although HCRs may include precautionary elements, it does not mean that they will be precautionary in practice (Kirkwood and Smith 1996). If HCRs are not evaluated formally to determine whether they will actually achieve the goals for which they were designed, given the uncertainty inherent in the system being managed (Punt 2008). Therefore Management Strategy Evaluation (MSE) is increasingly being used to evaluate the impact of the main sources of uncertainty inherent in the system being managed (Cooke 1999). As well as reference points and HCRs, the minimum data and knowledge required for the assessment methods used for decision-making are evaluated. MSE allows uncertainty, beyond just the assessment process, to be considered. In this paper we detail a Management Procedure based on ASPIC that uses a HCR to set a total allowable catch (TAC)

2.2 Tuna RFMOs

Many of the tuna Regional Fisheries Management Organisations (tRFMOs) have been developing LRPs using MSE to evaluate them i.e.

- ICCAT is using MSE to develop LRPs for North Atlantic Albacore; about to embark on MSE for Bluefin tuna in order to develop long term management plans.
- WCPFC have evaluated reference points using MSE, without feedback and made recommendations on LRPs
- IOTC is starting to evaluate reference points using MSE with feedback, initially defined interim reference points for immediate use which will then be evaluated using MSE.
- CCSBT Have used MSE to develop a full Management Procedure
- IATTC are not using MSE, and are considering using the IOTC interim approach to define limit reference points based on percentages of B_{MSY} and F_{MSY} .

2.2.1 ICCAT

ICCAT is developing LRP for North Atlantic swordfish as well as albacore. i.e. In advance of the next assessment of Northern Atlantic Albacore, the SCRS shall develop a Limit Reference Point (LRP) for this stock. Future decisions on the management of this stock shall include a measure that would trigger a rebuilding plan, should the biomass decrease to a level approaching the defined LRP as established by the SCRS. [Rec. 11-04] The principles of Decision Making [REC 11-13] require that if a stock is in the Red Quadrant of the Kobe phase plot that management should ensure a high probability of ending overfishing in as short a period as possible. A plan must also be adopted for rebuilding taking into account the biology of the stock and SCRS advice. However the risk levels, probabilities and time scales required to implement an appropriate management framework are not specified.

For stocks that are in the Green Quadrant, i.e. those that are not overfished and not subject to overfishing, management measures shall be designed to result in a high probability of maintaining the stock within the green quadrant.

2.2.2 WCPFC

WCPFC has asked SPC to provide advice on candidate reference points. To do this SPC used MSE (without feedback) based on Multifan. They subsequently recommended a three tier approach based on decreasing levels of information 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 is well known
- $20\%_{SSB0}$ alone when key fishery and biological variables are uncertain

2.2.3 IOTC

IOTC resolution (RES-12/01) on the Implementation of the Precautionary Approach states that in applying the precautionary approach, the Commission shall adopt, after due consideration of the advice supplied by the Scientific Committee

- stock-specific reference points (including, but not necessarily limited to, target and limit reference points), relative to fishing mortality and biomass, and
- associated harvest control rules, that is, management actions to be taken as the reference points for stock status are approached or if they are breached
- Reference points and harvest control rules shall be determined so that, according to the best available science, the risk of a negative impact on the sustainability of Indian Ocean tuna and tuna-like species is minimized.

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 the reference points, uncertainty about biological, environmental and socio-economic events and the effects of fishing activities on on-target and associated or dependent species. Instruct the Scientific Committee to assess, through the management strategy evaluation process, 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 SC 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 is the same as being undertaken by ICCAT for North Atlantic Albacore where a Simulation or Operating Model (OM) based on Multifan-CL will be used to test HCRs and the associated reference points and stock assessment methods.

3. Materials and Methods

3.1 Assessment

Advice for the meeting was based on a biomass dynamic stock assessment implemented as the ASPIC software package (Prager, 192). Seven scenarios were ran based on different combinations of catch per unit effort (CPUE) indices. All were assumed to be equally plausible ran, i.e. all equally weighted.

3.2 Harvest Control Rule

The HCR used is shown in **Figure 1** as part of a phase plot; the orange line sets the harvest rate (y-axis) Depending on the estimated stock biomass (x-axis). The black line is the replacement line, i.e. for a given stock biomass a harvest rate above the black line will cause the stock to decline and a harvest rate below the line will cause the stock to increase. For a given target harvest rate (i.e. the horizontal part of the HCR) the target biomass is given by the intersection of the two lines. If the stock declines below the break point (i.e. a trigger biomass or threshold biomass reference point) the harvest rate is reduced progressively to a minimum level of harvest rate at a biomass level equal to the LRP.

Uncertainty in the projections was based on the seven scenarios (equally weighted) and the bootstrapped ASPIC assessment, i.e. the initial conditions (F and biomass) for the HCR simulations were provided by the estimates from the 7 stock assessment scenario in the final year (i.e. 2011). Reference points used in the HCR were also by bootstrap, so that for every bootstrap realisation used in the HCR there were consistent current estimate of current stock size and harvest rate, Maximum Sustainable Yield (MSY) based reference points and stock parameters (i.e. r & K).

3.3 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).

4. Results

The Kobe framework requires assessment results to be reported as harvest rate and biomass relative to F_{MSY} and B_{MSY} . The estimated time series (medians and inter-quartiles) are shown in **Figure 2** and the kobe phase plots in **Figure 3**. The marginal densities are shown in **Figures 4** and **5** for biomass and **6** and **7** for harvest rate; by scenario and for all scenarios combined.

The Kobe II strategy matrix (K2SM) is plotted in **Figure 8**. Normally the K2SM summarises probabilities for a range of TACs. In this case the K2SM summarises probabilities for the Limit, target and threshold reference points. The probability of being in the green quadrant (i.e. $B > B_{MSY}$ and $F < F_{MSY}$), the stock being under fished ($B > B_{MSY}$) and under fishing occurring ($F < F_{MSY}$) for different target fishing mortality as a fraction of F_{MSY} (columns). Contours are the 0.9, 0.8, 0.7 and 0.6 probability levels. The sawtooth effect for $F_{Targets}$ close to F_{MSY} is because if F is close to F_{MSY} then due to uncertainty stock biomass will fluctuate around B_{MSY} causing the HCR to reduce then increase F .

5. Discussion

Although harvest control rules may include several precautionary elements, it does not necessarily follow that they will be precautionary in practice (Kirkwood and Smith 1996). 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). When providing advice it is important to ensure it is robust to the main sources of uncertainty. Traditional stock assessments mainly consider observation and process error (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.

Therefore Management Strategy Evaluation (MSE) based on simulation modelling has increasingly been used to evaluate the impact of the main sources of uncertainty inherent in the system being managed (Kirkwood and Smith 1996).

Therefore the LRP must be evaluated as part of a HCR using MSE. SCRS/2013/035 detailed the approaches that can be used. The choice of scenarios for use in the evaluation trials will be critical. The choice of trials should reflect uncertainty about population and fishery dynamics and the potential impacts on the risks of not achieving management objectives.

Bibliography

- J. Cooke. Improvement of fishery-management advice through simulation testing of harvest algorithms. ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil, 56(6):797, 1999.
- S. Garcia. The precautionary approach to fisheries and its implications for fishery research, technology and management: an updated review. FAO Fisheries Technical Paper, pages 1{76, 1996.
- G. Kirkwood and A. Smith. Assessing the precautionary nature of fishery management strategies. Fisheries and Agriculture Organization. Precautionary approach to fisheries. Part, 2, 1995.
- 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.
- Prager, M. (1992). ASPIC-A surplus-production model incorporating covariates. Coll. Vol. Sci. Pap.,Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas (ICCAT), 28:218{229.
- A. Punt. Refocusing stock assessment in support of policy evaluation. Fisheries for Global Welfare and Environment, pages 139{152, 2008.

Table 1. Fleet definitions

CPUE Group	Fleets
1	Composite surface cpue only
2	China Taiwan old and new LL only (2 qs)
3	CT LL as one only
4	Japanese old and new LL only (2 qs)
5	5 fisheries (surface comp, Jap old and new LL, Ch Tai old and new LL)
6	Idem 5 but No Ch Tai LL
7	Idem 5 but No Jap LL

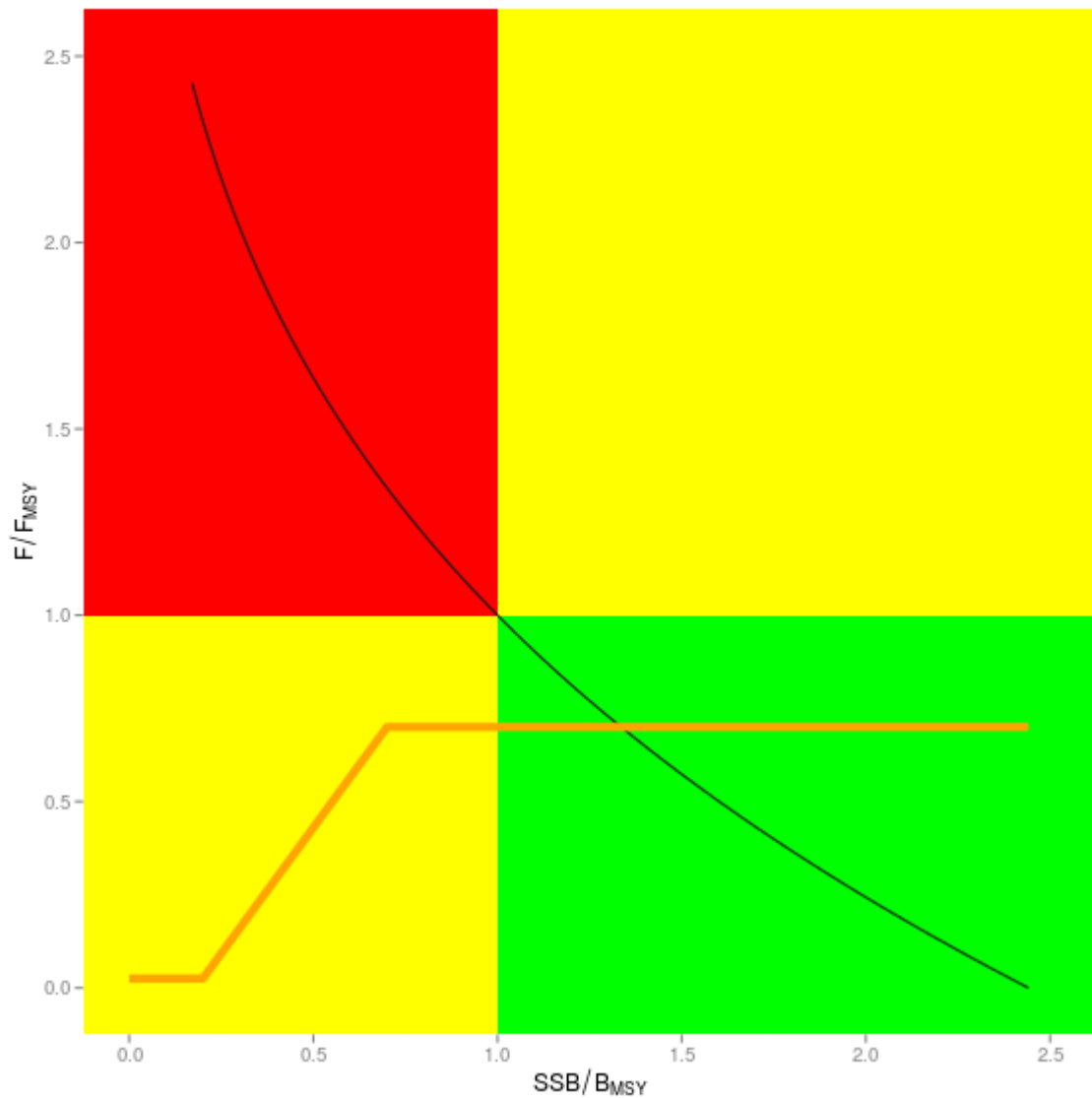


Figure 1. Example of a Harvest Control Rule (orange) plotted on a phase plot of harvest rate relative to FMSY and stock biomass relative to BMSY. The black line is the replacement line.

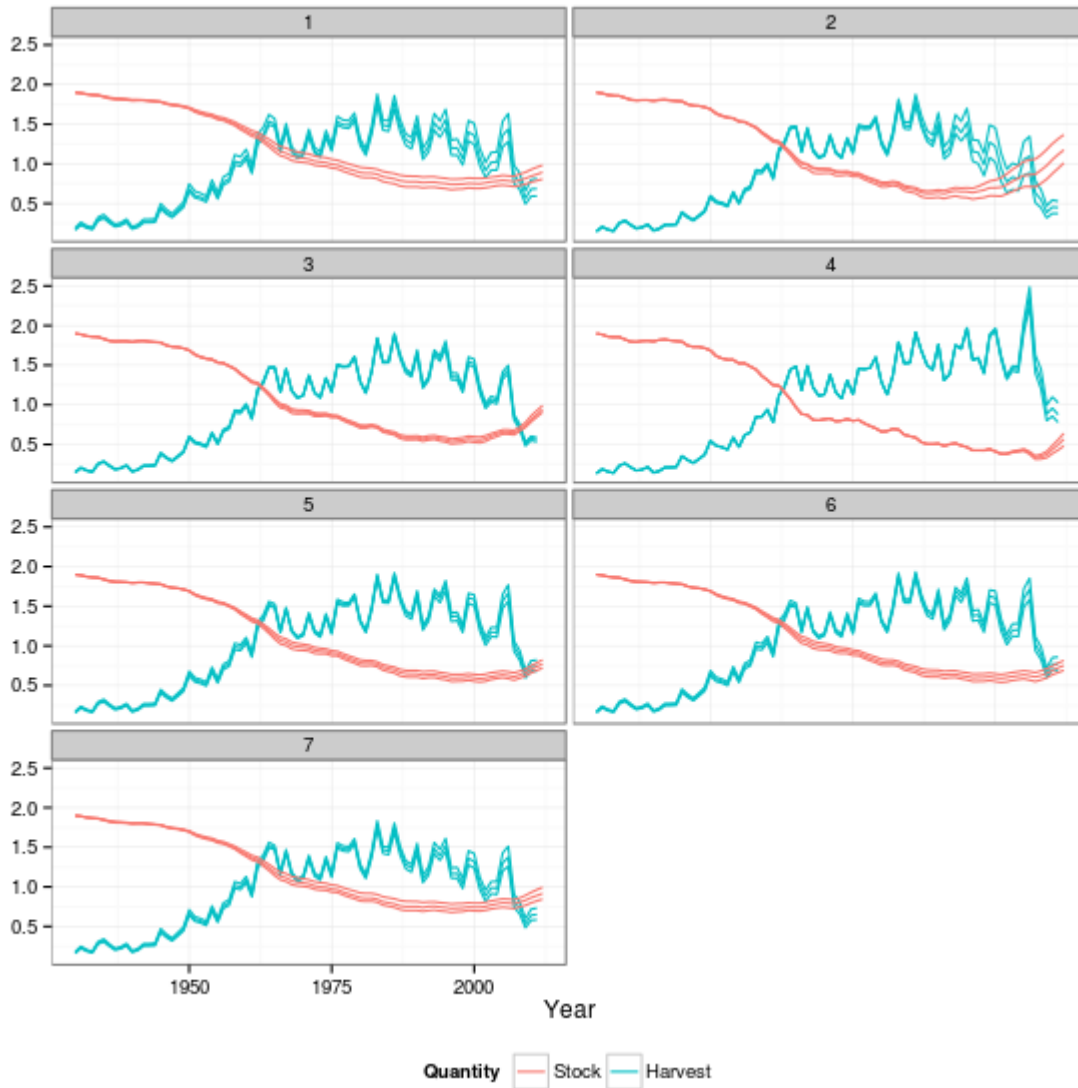


Figure 2. Time series of harvest rate, stock biomass harvest relative to FMSY and BMSY by scenario; lines correspond to medians and inter-quartiles.

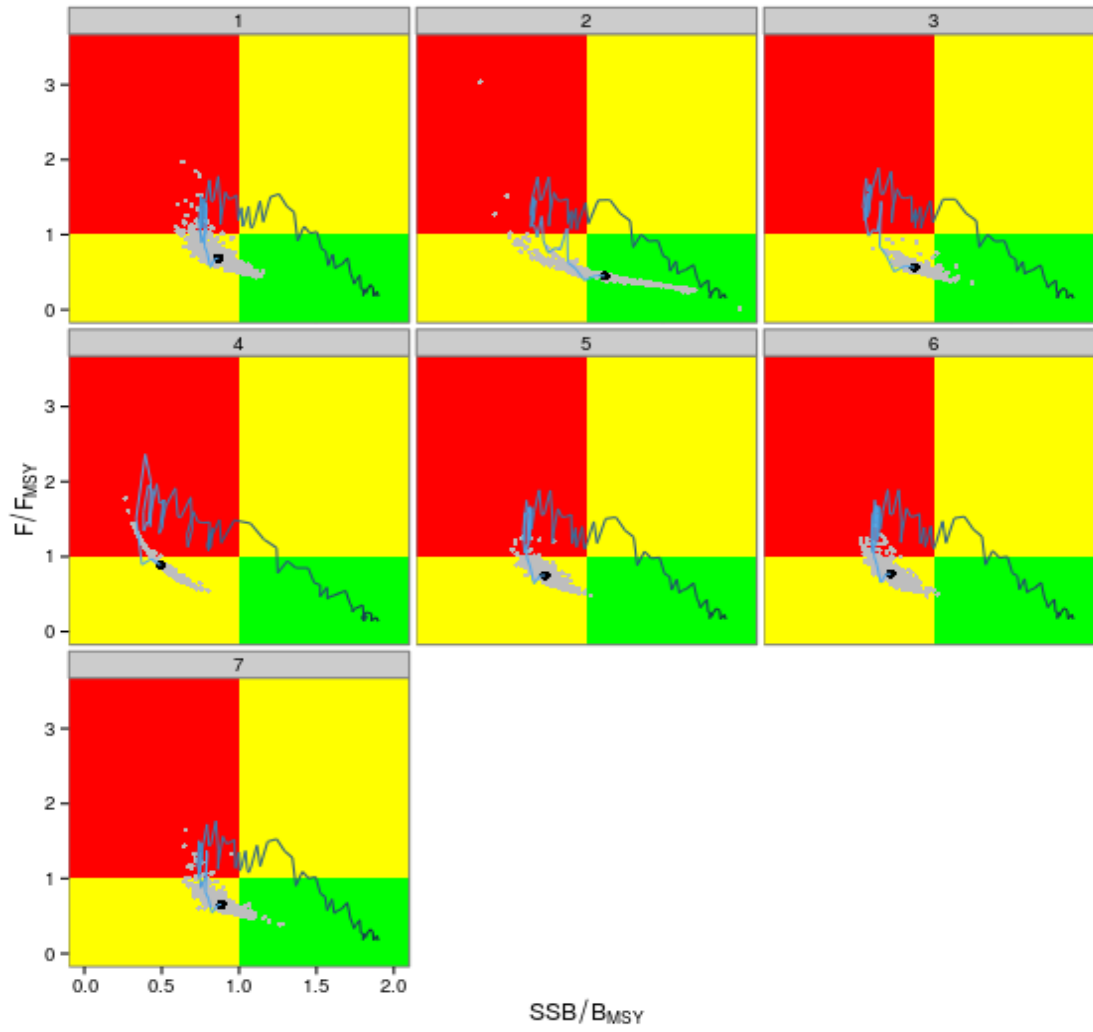


Figure 3. Phase plot of harvest rate relative to F_{MSY} and stock biomass relative to B_{MSY} by scenario.

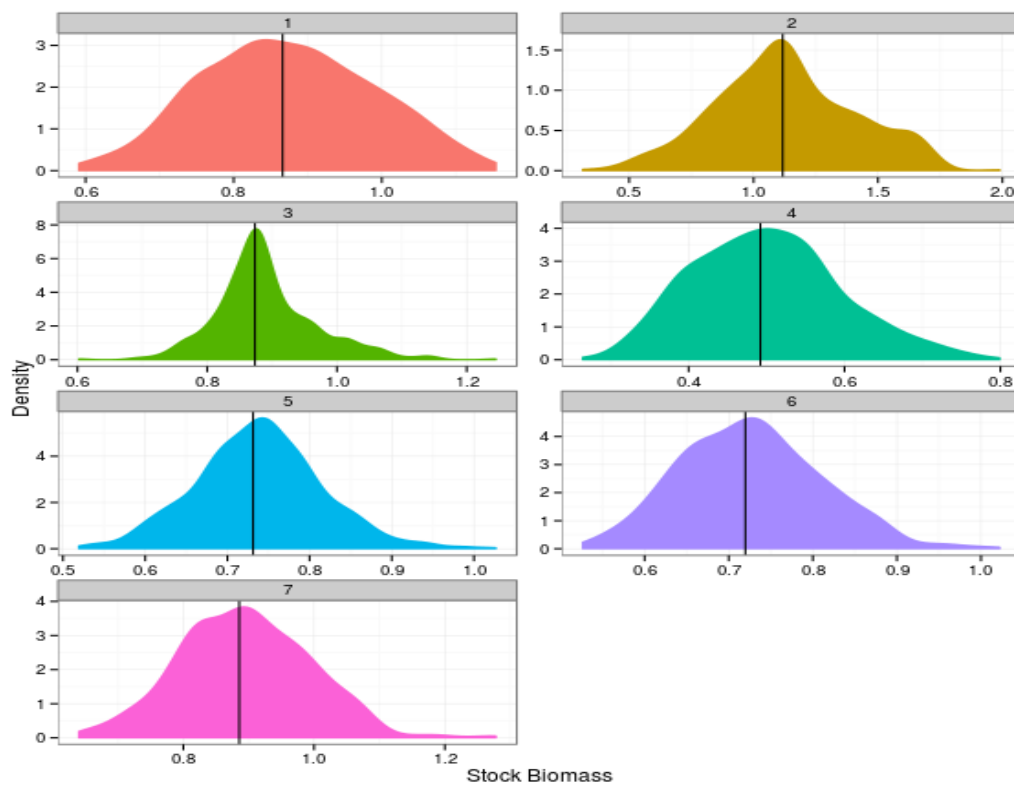


Figure 4. Marginal distributions of B: BMSY in the last assessment year (2011) by scenario.

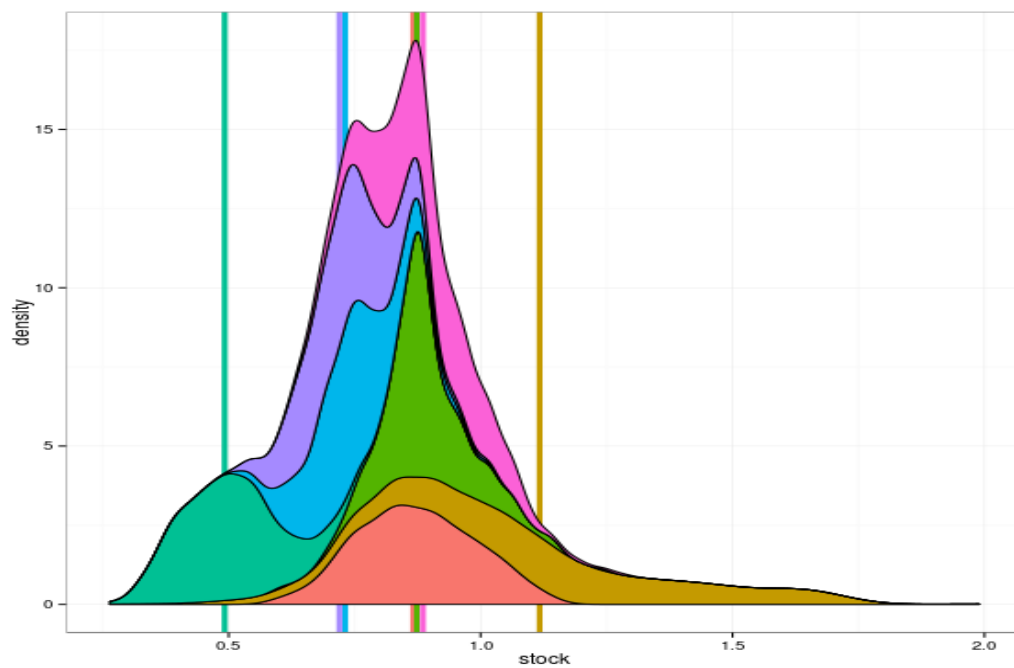


Figure 5. Marginal distributions of B: BMSY in the last assessment year (2011); densities are stacked.

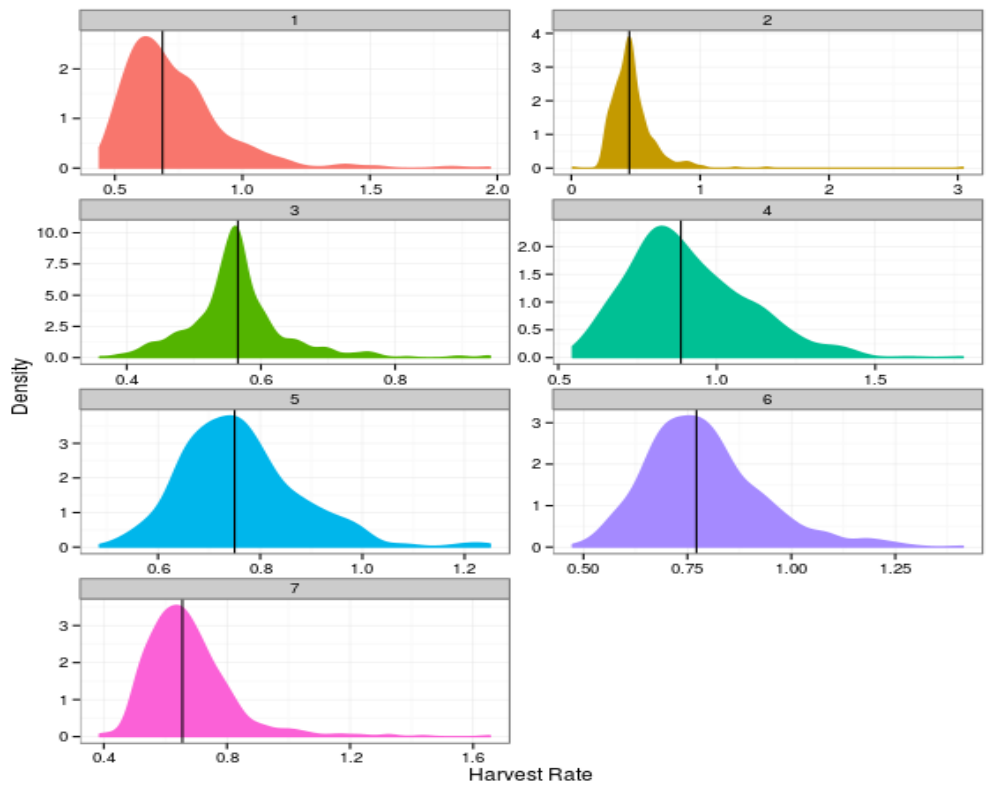


Figure 6. Marginal distributions of F: FMSY in the last assessment year (2011) by scenario.

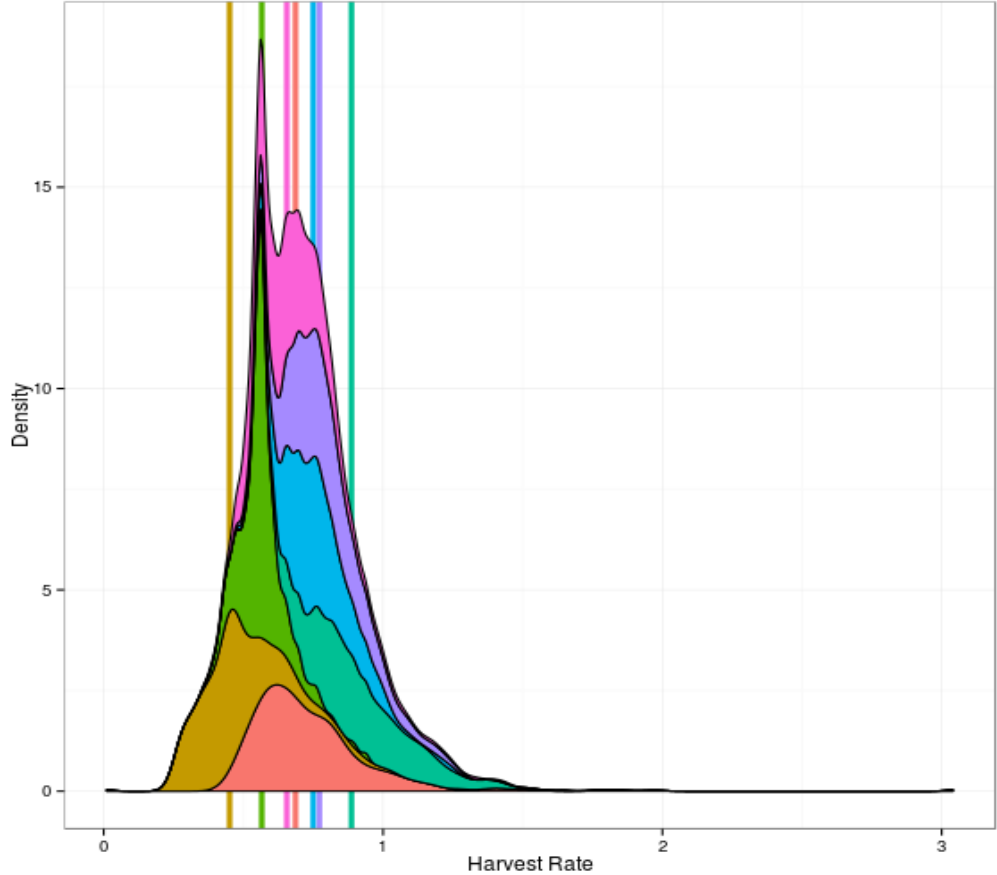


Figure 7. Marginal distributions of F: FMSY in the last assessment year (2011); densities are stacked.

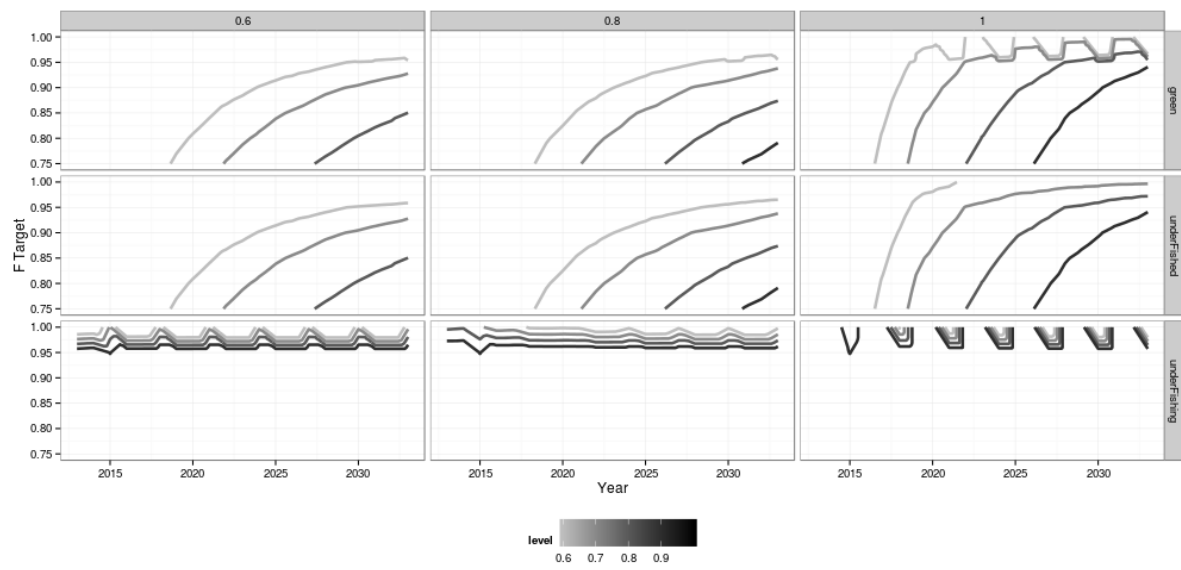


Figure 8. Kobe II strategy matrix (K2SM) showing (by row) the probability of being in the green quadrant (i.e., $B > B_{MSY}$ and $F < F_{MSY}$), the stock being underfished ($B > B_{MSY}$) and under fishing occurring ($F < F_{MSY}$) for different target fishing mortalities as a fraction of F_{MSY} (columns). Contours are the 0.9, 0.8, 0.7 and 0.6 probability levels.