

## REPORT OF THE 2014 ICCAT EAST AND WEST ATLANTIC SKIPJACK STOCK ASSESSMENT MEETING

*(Dakar, Senegal - June 23 to July 1, 2014)*

### SUMMARY

*The meeting was held in Dakar, Senegal, 23 June to 1 July 2014. The objective of this meeting was to evaluate the eastern Atlantic and western Atlantic skipjack stocks. The Group also revised the Feasibility Study for the Atlantic Ocean Tropical Tuna Tagging Program (AOTTP) carried out within a short term ICCAT contract.*

### RÉSUMÉ

*La réunion a eu lieu à Dakar (Sénégal) du 23 juin au 1er juillet 2014. L'objectif de cette réunion consistait à évaluer les stocks Est et Ouest du listao de l'Atlantique. Le Groupe a également révisé l'étude de faisabilité pour le programme de marquage des thonidés tropicaux de l'océan Atlantique (AOTTP) réalisée dans le cadre d'un contrat à courte durée de l'ICCAT.*

### RESUMEN

*La reunión se celebró en Dakar, Senegal, del 23 de junio al 1 de julio de 2014. El objetivo de esta reunión era evaluar los stocks de listado del Atlántico occidental y oriental. El Grupo revisó también el Estudio de viabilidad para el Programa de marcado de túnidos tropicales del Atlántico (AOTTP) realizado mediante un contrato de ICCAT de corta duración.*

### **1. Opening, adoption of agenda and meeting arrangements**

The meeting was held in Dakar, Senegal from June 23 to July 1, 2014. The General Secretary of the Department of Fisheries and Maritime Affairs of Senegal, Mr. Oumar Ndiaye, opened the meeting and welcome participants. Dr. Pilar Pallarés, on behalf of the ICCAT Executive Secretary, thanked the Government of Senegal for hosting the meeting and providing all logistical arrangements.

Dr. Daniel Gaertner (EU-France), the Skipjack (SKJ) Species Group Rapporteur, chaired the meeting. Dr. Gaertner 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 9
H. Murua, A. Delgado de Molina	Item 2
G. Scott, C. Palma	Item 3
A. Fonteneau, J. Pereira	Item 4
C. Brown, D. Die, H. Andrade	Item 5
J. Walter, M. Lauretta, G. Merino	Item 6
D. Gaertner	Item 7
J. Million, D. Gaertner	Item 8

### **2. Review of biological historical and new data for skipjack**

Skipjack tuna is a gregarious species that is found in schools in the tropical and subtropical waters of the three oceans. Skipjack is the predominant species under fish aggregation devices (FADs) where it is caught in association with juvenile yellowfin tuna, bigeye tuna and with other species of epipelagic fauna. Skipjack is a species showing an early maturity (around first year of life), high fecundity and spawns opportunistically throughout the year in warm waters above 25° C (Cayré and Farrugio, 1986). Skipjack is also thought to be a

faster-maturing and shorter lived species than yellowfin tuna (Maunder, 2001).

The increasing use of FADs since the early 1990s, have changed the species composition of free swimming schools. It is noted that, in effect, the free schools of mixed species were considerably more common prior to the introduction of FADs. Furthermore, the association with FADs may also affect the biology (food intake, growth rate, plumpness of the fish) and the ecology (displacement rate, movement orientation) of skipjack and yellowfin.

The table below summarized the biological parameters adopted by the SCRS and used in the 2014 Atlantic skipjack (East & West) assessments based on the information presented in the meeting about growth, mortality, and other biological parameters.

#### **Skipjack (East & West)**

<b>Parameter</b>	<b>2008 Assessment</b>	<b>2014 Assessment</b>
Natural mortality	Assumed to be 0.8 for all ages	$L < 15 \text{ cm: } 12.01 * \text{Exp}((-0.08*L)+(0.0005*L^2))+1.77$ $L > 15 \text{ cm: } 12.01 * \text{Exp}((-0.08*L)+(0.0005*L^2))$
Assumed “birth date” of age 0 fish	February 14 (approximate mid-point of the peak spawning season)	February 14 (approximate mid-point of the peak spawning season)
Plus group	Age 5+	Age 5+
Growth rates	$L (\text{cm}) = 94.9 * [1 - \text{exp}(-0.340 * t)]$ (West) - Pagavino and Gaertner (1995)	For Bayesian Production Model bootstrap from: Chu Vien Tinh, 2000; Tanabe <i>et al.</i> , 2003; Chur and Zharov, 1983; Yao 1981 in Wild and Hampton, 1994; Uchiyama and Strushaker, 1981; Chi and Yang 1973 IN Wild and Hampton, 1994; Joseph and Calkins, 1969 from Table 3 in Gaertner 2014
	$L (\text{cm}) = 97.258 * [1 - \text{exp}(-0.251 * t)]$ (East) - Hallier and Gaertner (2006)	$W(\text{kg}) = 7.480 \times 10^{-6} * \text{FL}$ ( $\text{cm}^{3.253}$ ) (Entire Atlantic)
Weights -at-age	$W(\text{kg}) = 7.480 \times 10^{-6} * \text{FL}$ ( $\text{cm}^{3.253}$ ) (Entire Atlantic)	$W(\text{kg}) = 7.480 \times 10^{-6} * \text{FL}$ ( $\text{cm}^{3.253}$ ) (Entire Atlantic)
Maturity schedule	Assumed to be knife-edge at the beginning of age 2	A 3-line model, fixed at zero for ages 0 to 6 months, linear increasing at a rate of 0.125 (1/8) from 7 to 14 months, and fixed at one for 14+ months (West & East)

#### **2.1 Growth**

Document SCRS/2014/075 reviews the skipjack growth in the East Atlantic including current knowledge, uncertainties concerning skipjack growth, and growth information gathered by tagging programs in the Atlantic and other oceans. The skipjack recoveries available in the Atlantic seems the more valuable set of data to evaluate growth, however, tagging data is limited in relation to geographical coverage, number of tags, their limited durations at liberty, and size range of tagged fish. The much faster growth of skipjack that has been observed in the temperate areas of the Atlantic (Gaertner *et al.* 2008) is tentatively explained. The paper also concludes that the von Bertalanffy model may not be convenient to describe the growth of skipjack, due to the fast growth during the pre-recruitment phase (between birth and 40 cm) and because fish over that size may show different growth rates of skipjack depending on the area (e.g. seasonally migrating to temperate and equatorial waters). The 2-stanza growth is also observed for skipjack in other oceans. The Group discussed if the changes in growth rates by area was due to different population or different growth rates (trade-off between growth and reproduction) between areas, the Group agrees that different growth rates could be the most plausible explanation. The Group noted that only 1 growth model is needed if only 1 stock is considered for the East and, for this case, the Group agrees that the growth curve should be the one presented in this paper assuming a fast growth of skipjack <40cm and an average growth for larger individuals between equatorial and temperate growth rates. If more than one area is used for the East skipjack stock, then separate growth curves for temperate and equatorial areas should be used.

A presentation on growth estimation of skipjack from ICCAT tag return information shows that, although there is valuable information for small length ranges, relatively little tag recovery information is available for larger skipjack to inform  $L_\infty$  estimates which resulted in high standard error on  $L_\infty$  and unstable solutions for  $L_\infty$  across bootstraps with some biologically implausible estimates in some iterations (**Figure 1**). The authors suggested potential solutions and future directions to improve the skipjack growth curve such as the application of alternative bootstraps with resampling of residuals (to maintain sample sizes of larger fish and longer times at liberty), use of Bayesian models with prior distributions on  $L_\infty$  and  $k$ , and to include stock and seasonal-

variability estimation (Gaertner *et al.* 2008).

The Group noted that for the Bayesian surplus production models, formulation of a prior on the intrinsic rate of population growth “r” was needed, and the Group agreed that this can be obtained through life-history analysis of  $k$  and  $L_\infty$  distribution, including the uncertainty in their estimation (estimations are presented in **Appendix 4**).

## 2.2 Natural mortality

Document SCRS/2014/073 presents indirect estimates of Atlantic skipjack natural mortality rates based on life history parameters. In the paper,  $M$  is estimated for the entire population and by length size classes using 7 and 4 different estimators, respectively, and using Monte Carlo resampling to account for uncertainty in life-history parameters. After omitting the estimates of one of the entire population  $M$  estimator judged too low with regard to the  $Z$  value derived from a mean length method and according to the state of the skipjack stocks currently admitted, the 6  $M$  estimators were averaged and a global  $M$  was estimated at 1.27 (95% C. I., 1.04 -1.52). The 4  $M$ -at-length estimators were then combined with the global  $M$  to estimate a rescaled  $M$ -at-length as follows: Assuming that the global  $M$  describes the natural mortality for the most representative size class of skipjack in the catch, (e.g. the 40-45 cm FL class), relative  $M$ -at-length were calculated by dividing each  $M$ -at-length by the value of  $M$  at 40-45 cm FL. These relatives  $M$ -at-length were rescaled at the  $M$  entire estimate level and averaged between the 4 equations in order to provide one unique vector of natural mortality at-length (**Figure 2**). Combining  $M$  fixed estimator for the entire population and  $M$ -at-length allows integration of several methods and provides a vector of natural mortality at-length which depicts more accurately the decrease in mortality with body size than the simple constant value of 0.8 commonly used by ICCAT in skipjack stock assessments.

The Group noted that the value of mortality at length estimated in this paper is higher than the  $M$  currently assumed for ICCAT and at the same level of other tuna RFMOs. Thus, the Group agrees to use the recently estimated (SCRS/2014/073) values for the current stock assessment.

A presentation on length-based estimators of mortality rates gives an overview of recent advances in estimating mortality rates from mean length data, including the use of auxiliary information on fishing effort, catch rates, and catch. From Beverton and Holt's basic, one-sample, equilibrium estimator of total mortality rate, Gedamke and Hoenig (2006) were able to develop an estimator of period-specific total mortality rates ( $Z$ ) that uses a time series of observations on mean length. This model does not require equilibrium conditions (constant mortality rate with time). Of particular interest is the incorporation of fishing effort data in the Gedamke-Hoenig model. For each year, total mortality rate can be parameterized as  $q f + M$  where  $q$  is the catchability coefficient,  $f$  is fishing effort and  $M$  is the natural mortality rate. Thus, the problem of estimating year-specific mortality rates becomes one of estimating just two parameters,  $q$  and  $M$ . Interestingly, the estimates of  $Z$  are far more reliable than the estimates of  $q$  and  $M$ . When effort is not known, it is possible to replace it in the model with effective effort = total catch / catch per unit effort. A new model is under development in which the model based on mean length and effort is combined with a surplus production model.

The Group acknowledges the presentation and information provided but raised questions about the feasibility to apply such methodology to skipjack because direct research surveys are not available, the difficulty to split the purse seiner effort on FADs/free, and changes in mean length for short-term species as skipjack where most of the catch is based on recruitment can reflect changes in recruitment rather than changes in  $Z$ . For those methods to be applied for short term life species there should be a relationship between mean length and  $Z$  as if mean length just explained changes in recruitment (or availability) the method does not work. The Group agreed to carry out an exercise to estimate mean length for the East and West skipjack stocks using a GLM standardized mean length across the fleets. The Group noted that there are no significant changes in mean length over the time period investigated both for the East and West stock which would be considered a good stock indicator. However, it should be taken into account that small changes in mean length for skipjack can affect greatly the total mortality of the species (Gaertner 2010).

A presentation was made on recent research on empirical estimators of natural mortality rate ( $M$ ) based on life history characters. In this presentation, estimators of natural mortality rate were compared by seeing how well they predicted independent estimates of natural mortality rate from the literature. A dataset for 215 species of fish was compiled consisting of the following for each species: an independent, direct estimate of  $M$ , an estimate of maximum age ( $t_{max}$ ), the von Bertalanffy growth parameters ( $K$  and  $L_\infty$ ) and mean water temperature. Ten-fold cross-validation was performed to predict  $M$  values. Empirical methods based on  $t_{max}$  performed considerably better than the Alverson-Carney approach based on  $t_{max}$  and  $K$  which, in turn, performed considerably better than estimators based on  $K$ , or  $K$  and  $L_\infty$  and mean water temperature. The best estimator within a class (e.g. estimators based solely on  $t_{max}$ ) was difficult to determine. It is recommended by Then *et al.*

(in review) that an estimator based on  $t_{max}$  should be used in preference to one based on growth parameters or growth parameters and water temperature. The best estimators appear to be:  $M = 4.899 t_{max}^{-0.916}$ , prediction error = 0.32 and  $M = 4.118 K^{0.73} L_{\infty}^{-0.33}$ , prediction error = 0.6. Combining estimators based on  $t_{max}$  and growth parameters as a weighted mean does not appear to offer any advantage over using an estimator based on just  $t_{max}$ .

The Group posed a question of whether, when an empirical estimation of M is available, it would be better to use an empirical estimate or the regression line based on  $t_{max}$  to avoid the process/estimation error. The author of the presentation commented that the empirical value, if available, would be preferred provided that the data/methodology applied for the estimation is good. Assuming that the  $t_{max}$  of skipjack is 6 years the  $t_{max}$  estimator gives an M of around 0.8 which is the M used in previous assessment.

### **2.3 Ecology (i.e. FAD effect on the SKJ ecology, environment)**

The Group discussed some aspects of the ecology of SKJ. A recent document (Wang *et al.*, 2014) with data from the Pacific, on the influence of FAD in SKJ, was presented. This document shows that longitudinal gravitational center for skipjack catch on FADs is less affected by large ENSO events than longitudinal gravitational for free school catch; however, the authors used catch information only without fishing effort and/or fishing behavior which may be a large assumption affecting the interpretation of the results of the study.

The Group noted that many available papers investigating the same issue from a different perspective were discussed in the Ecological Trap workshop held in January 2014 in Sète (France). Therefore, the Group recommended an exhaustive literature review to be carried out for the next meeting, so that the likely effects of FADs on skipjack and yellowfin biology, ecology and movement, can be discussed.

### **2.4 Revision of the SKJ stocks structure (2 vs. 5 components)**

Document SCRS/2014/073 presents information on the movement patterns and stock structure of skipjack in the Atlantic in order to assess how many skipjack stocks are in the Atlantic Ocean. The paper discusses skipjack movements observed in the Atlantic Ocean based on an analysis of fishery data (catches at size by time and area strata), environmental data (mainly SST) and tag recapture skipjack data since 1970. Its goal was to evaluate the validity and limits of the 2 stocks hypothesis presently used by ICCAT. When seasonal North-South movements are clear for skipjack, the range of these skipjack movements is quite limited in scale: showing an average distance of less than 500 miles between tagging and recovery positions, skipjack recoveries being very seldom observed at distances over 1500 miles (1% of recoveries). Because of these limited movements, the authors concluded that the skipjack population is quite viscous in the Atlantic and that there is a very low probability of mixing between skipjack distributed in the North and South Atlantic. The authors recommended that skipjack tagging should be done in order to improve the presently limited scientific knowledge on skipjack movements. Although the authors concluded that the current 2 independent hypothesis (East and West) is realistic for management purposes, they recommended that the stock fishery indicators, and probably future stock assessment methods, should be structures based on smaller and more homogeneous areas. As an example, 7 areas stratification is recommended for current analysis of stock indicators (**Figure 3**).

The paper also presented the geographical average distribution of skipjack catch in relation to water temperature, specifically catch distribution in warm waters over 25°C and in temperate waters at SST lower than 25°C (**Figure 41**). Time and area strata where skipjack are caught in cold waters may be predominantly skipjack feeding zones where areas of warm waters catches may correspond to the predominant spawning area of skipjack. It can be also noted that skipjack catches in cold waters <25° in the Cape Lopez area during the main fishing season (3rd quarter) are quite artificial: these catches are caught in frontal areas that cannot be identified in the 5°-quarter analysis used to build this figure. Cape Lopez skipjack fishing area could easily be classified as an area of warm waters.

The Group noted that one of the reasons for the limited movement observed in the Atlantic compared to other oceans could be (i) the few tagging experiments conducted in the West and (ii) the lower rate of long-term tag recoveries (very few in comparison to other oceans) which can affect the conclusion about the distance travelled by skipjack in the Atlantic. Based on the low exchange rates across latitude 10°N showed by tagging data, the Group also questioned the possibility of two different management units limited at 10°N. The reason for this is that the stock in the north would not be self-sustained as spawning is occurring in equatorial waters (south of 10°N population). The Group acknowledge the review done and agreed to base the management advice on current adopted stock structure of 2 stocks (East and West) but also to develop fishery indicators for a smaller areas (**Figure 3**) as well as to carry out, as an exercise, stock assessment with different stock structure (Southwest Atlantic vs. equatorial East).

### 3. Review of direct fishery information

This section describes the current status of Task I nominal catch (T1NC) statistics, Task II catch and effort (T2CE) and Task II size information (T2SZ) available to the assessment. It also describes the revisions, corrections and preliminary 2013 estimations made to both Task I and Task II data, and ultimately adopted by the Working Group (SG) for the assessment.

The consequent adjustments to the Secretariat preliminary estimations of CATDIS (from 1950 to 2012) and CAS (from 1969 to 2013) are also documented in this section, as is a general description of the SKJ tagging information available to the assessment.

Several documents were presented to the Working Group updating information on fisheries which result in Atlantic skipjack catches. These are briefly discussed below.

SCRS/2014/034 provided data on by-catch of skipjack (*Katsuwonus pelamis*) caught by the Spanish surface fleets, troll and baitboats, targeting albacore (*Thunnus alalunga*) in the Bay of Biscay and Northeastern Atlantic fishing grounds. Monthly catch statistics and samples of fork length were collected at the main landing fishing ports along the north Spanish coast during the summer fishery seasons from 2005 to 2012. Overall less than 100 t per year were caught in this fishery between 2005 and 2010, but increased in 2011 and 2012 to 240 t and 336 t, respectively. The Working Group noted the contribution and agreed that the catch and size frequency data be incorporated into the ICCAT data base.

SCRS/2014/076 presented the available statistics for the years 2010 to 2013 for tuna vessels flying the flag of Guinea in offshore waters. Only 2012 and 2013 data are complete regarding logbooks, which include information on effort, catch and landings at canneries and at the local market in Abidjan. The statistics were based on data from logbooks, on size-sampling carried out on board after catch, using the European data validation process (AVDTH) as well as monitoring of fish landings sold on the local market (e.g. by-catch) in Abidjan. The Guinean fleet consists of 3 vessels in 2013. The fleet mostly fishes on floating objects (86% of sets on FADs on the period 2010-2013) mainly centered in the region of 2° North latitude and 2° East longitude. Tuna catches reached 11,423 and 8,515 t in 2012 and 2013 of which it was estimated that 86% was skipjack, 10% yellowfin and 4% mixtures of bigeye, albacore and other species. Relatively large amounts of this production were sold on the Ivorian market: 1,320 t, 4,015 t, 6,514 t and 4,600 t in 2010, 2011, 2012 and 2013, respectively or nearly 50% of total production. This first data processing begs a number of questions should be addressed in the future including categorization of declared free schools sets, species composition and size structures by species. The Working Group welcomed the data provided by the authors and recommended that further monitoring and analysis of the Guinean data take place and reported upon at future meetings.

SCRS/2014/078, 079, and 080 provided summaries of recent Spanish tropical purse seine, Canary Islands baitboat, and European and associated flags purse seine and baitboat catch and effort. These documents, in combination present a summarized statistical balance of the European and assimilated purse seine and baitboat fleet from 1991 to 2013 (**Figure 4**). The document presents indications on fleet characteristics (type of fishery by number category), fishing effort by type and vessel size category, number of 1° square visited by the fleet by year during the period, catches, effort and CPUE by species for purse seine and baitboat, as well as the average individual weight by species and by gear. Fishing maps are also presented indicating fleet deployment in the Atlantic, as well as the time-area distribution of European and assimilated purse seine catches in 2013 compared to the average 2008-2012 scenario. The Working Group well appreciated the work involved in compiling the documents and noted that the information contained provides a strong basis for conduct of the work of the Group.

SCRS/2014/088 provided a review of Ghanaian catch and effort and size data for the period of 2006-2012. Similar estimates for the 1973-2005 period were made in 2013. This revision has shown that skipjack tuna catches by the Ghanaian fleets were likely significantly higher, 28% higher, on average (around 12,000 t/year) for the 2006-2012 period, compared to what was previously estimated (**Figure 5**). The Working Group agreed the data in SCRS/2014/088 represented the best available information which should be incorporated into the ICCAT database. It was noted, however, that the large amount of size frequency information collected on the Ghanaian fleet for this period was not used in estimating overall size composition of the catches, a feature which the Working Group recommended be remedied in the future.

Document SCRS/2014/063 provided a summary of data collected (quantities by type of vessels and flags, species composition, size structure) since 1982 on catches landed by tuna fisheries in Abidjan and sold on the

local market. Landings of *faux poisson* between 1982 and 2013 at the fishing port of Abidjan were estimated. Accumulating more than 30,000 t, total landings dropped to 22,306 t in 2013. At 18,134 t in 2013, *faux poisson* landed by purse seiners represent 81.2% of the 2013 total amount (**Figure 6**). In recent years, skipjack tuna accounts for over 30% of landings of this “by-catch”, followed by small tunas (little tunny and frigate, **Figure 7**). The Working Group noted, as previously, that the estimates of *faux poisson* attributed to the Ghanaian fleet could represent a double count of skipjack since at least some of these fish are measured when sampled in Tema. Nonetheless, the exact proportion of the catch measured in Tema is not known and the Working Group recommended incorporating the total estimates of *faux poisson* into the catch at size and catch tables used for further analysis, but without attribution to flag.

### **3.1 Task I (catches)**

The Secretariat presented to the WG the most up-to-date T1NC data for both skipjack (SKJ) stocks, informing that, the largest portion of the 2013 data did not arrive to the Secretariat until the deadline. However, due the prompt reaction of the WG Chair/Secretariat, an urgent request for missing data was made to the ICCAT CPCs. This action allowed (with some exceptions) to incorporate all the information arriving until last week into the ICCAT-DB system and be part of the data presented. Some other T1NC series were presented on the first day of the meeting (Ghana BB and PS from 2006 to 2012; Guinea (Rep.) PS from 2010 to 2013). After some deliberation the WG decided to accept and incorporate and use all the information available until the end of the first day of the meeting. After that period virtually all (except Brazil and Venezuela on SKJ-W) of the most important fisheries were completed for 2013.

The WG revised all the T1NC catch series and did some corrections and preliminary estimations. The most important ones were:

- Morocco 2012: LL catch summed to HAND with no changes in totals
- Côte d'Ivoire GILL 2011 catch: corrected with the average of 2010 and 2012
- Ghana BB and PS fully revised from 2006 to 2012 (SCRS/2014/088). 2013 catches preliminary estimated as a 3 year (2010-2012) average
- Guinea (Rep.) PS catches from 2010 to 2013 revised based on doc. SCRS/2104/076
- Belize PS catches for 2012 and 2013 corrected by the WG (based on logbook information)
- Equatorial Guinea 2010 HAND catches reclassified as PS
- Highly improbable LL reported catches of Panama (2013 with 499 t) and Suriname (2012 with 374 t) removed from Task I (0 t) until further explanation is obtained
- Carry overs for 2013 missing catches as preliminary estimations: Brazil BB/UNCL (average of 6 previous years); Venezuela BB/PS/GILL (average of 3 previous years); USA RR (average of previous 3 years)

The final T1NC are presented in **Table 1** and **Figure 8**. Preliminary 2013 estimations of the eastern stock indicate overall catches (22,739 t) similar to the ones of 2011 and 2012. The western stock catch figure of 27,100 t for 2013 is highly uncertain, mainly due to the unavailability of official data from the two most important flags (Brazil and Venezuela).

### **3.2 Task II (catch-effort and size samples)**

Task II information is made of two distinct dataset types. One contains catch and effort information (T2CE). The other one contains size frequencies information (T2SZ). Both types can contain observed data (a large portion nowadays properly identified) and inference data (partial or total extrapolations to T1NC catch).

With the new SCRS standard catalogues recently adopted, the availability of both Task II dataset types can be compared with the respective T1NC series on a “fishery” (flag/gear/region combinations) basis, ranked by its decreasing order of importance (overall catches of the period analysed). For that purpose, the Secretariat presented an updated version of the SKJ catalogues for both stocks for the period 1980 to 2012. The SKJ-E and SKJ-W stocks are presented in **Tables 2** and **3**, respectively. The WG acknowledged the effort of the Secretariat to implement this tool. In addition, it proposed various improvements (i.e. flexibility in the ranking criteria, and studying the possibility of inclusion of data quality indicators like weighted quantitative scores, etc.) that could be included in the future.

In relation to the data itself, the known short ICCAT-DB version (in MS-ACCESS) of the databases T2CE (t2ce.mdb) and T2SZ (t2sz.mdb) were made available to the WG. In addition, some specific extractions of 2CE, mainly the 1991-2013 FAD/FSC catch and effort series of the EU tropical fleets (having 5 distinct effort types) were extracted from the databases for CPUE standardisation with GLM models.

### **3.3 CADIS updates**

The CATDIS dataset is an estimation reflecting the T1NC catches of the nine major ICCAT species (comprises SKJ) stratified by quarter and a 5 by 5 degree square grid (hereafter 5x5 grid), covering the period 1950-2012. It uses the best Task II (mostly T2CE) information available and it is updated once every year (around March/April) for the ICCAT Statistical Bulletin ([www.iccat.int/en/pubs\\_sbull.htm](http://www.iccat.int/en/pubs_sbull.htm)) and the use of the SCRS.

At the beginning of the meeting, the Secretariat has shown the most up-to-date (as of April 2014) CATDIS estimations available, noting that CATDIS is the best option available to try out the SKJ 5 stock hypothesis. The only drawbacks identified were:

- a) The time lag of 2 month of updates when compared with the current T1NC approved by the WG (which includes the fully revised series of Ghana from 2006 to 2012)
- b) It does not contain 2013

Aiming to solve item (a), the WG proposed that a straightforward adjustment be made to CATDIS applying simple year/stock ratios (T1NC/CATDIS) to the entire CATDIS series in order to synchronise both series, and this way incorporate into CATDIS the newly T1NC series adopted.

The differences by stock / year between CATDIS and T1NC, and the respective ratios used are shown in **Table 4** for SKJ-E since 1980 (the unique part with discrepancies).

The visual map shown in **Figure 9** is the result of assigning the square of the 5x5 grid system in CATDIS to stocks. And the 5 resulting catch series associated with the 5 five stocks is presented in **Table 5** and **Figures 10 to 12**.

### **3.4 CAS estimations**

The Secretariat presented at the beginning of the meeting a preliminary version of the SKJ catch-at-size estimations (1969 to 2013, both stocks). This version, was then fully revised by the WG in order to incorporate all the changes adopted on T1NC, and also, to include new Task-II data (T2CE and T2SZ). The WG Chair urgent request for missing data made to the ICCAT CPCs, allowed to incorporate the most important size/CAS data available until 2012 (both stocks). For 2013, the Eastern stock misses the Ghanaian CAS estimations, and the Western stock misses the most important fisheries (Brazil and Venezuela).

The SKJ standard substitution rules used in CAS estimations, for both stocks, were fully revised by the WG (with some new rules added and others replaced) and are presented in **Table 6** and **Table 7**.

As a common procedure, the Secretariat divides the overall CAS estimation in two distinct processes:

- a) *Update of the current CAS (1969-2006):* created for the last SKJ assessment (Anon. 2009) these estimations are fully revised aiming to take care of large changes in T1NC (like the Ghanaian 1996-2012 tropical species correction made during the last SCRS) drop/reclassification of some T1NC series, inclusion of new T2SZ/CAS data recovered or re-estimated, etc. The last year is completely dropped by default (usually data for that year are preliminary).
- b) *New CAS (2006-2013) estimations:* this process builds for the first time the entire CAS of those newly years, taking into account all the new information available on both, Task I and Task II data. It is here where, in the absence of size data of a given fishery over the time-space (combinations of fleet/gear/year/stock) dimensions, the substitution rules are applied.

The current CAS-SKJ update process (a) had some minor but important changes, like the incorporation of all the Ghanaian CAS estimations approved during the 2013 tropical meeting held in Tenerife (Anon. 2014). These changes include:

- Ghana BB (1973 to 1996 and 2005) and Ghana PS (1980-87 and 2004-05) series
- New size samples for 2004 (Cape Verde) and 2005 (Cape Verde and Senegal)
- Pertinent adjustments (re-raise) of CAS to the changes made to the T1NC series of Ghana BB and PS (tropical species tuna correction to series 1996 to 2005, made in 2013 by the SCRS)

- Revised T1NC estimations of *faux poisson* (MIX.FR+ES PS 1982-2004) now, without the Ghana *faux poisson* catch component (officially included in the Task I statistics)

The new CAS-SKJ estimation process (b), took into account all the new data arriving until the end of the second day of the meeting, in particular:

- Ghana BB and PS CAS from 2006 to 2012 (SCRS/2014/088)
- Guinea (Rep.) PS CAS for 2012 and 2013 (SCRS/2014/076)
- *Faux poisson* combined (all flags) size frequencies from 2007 to 2013 (SCRS/2014/063)
- Other size samples from missing datasets recovered during the meeting (NEI-ETRO related fleets data for 2006, Cape Verde PS 2011 and 2012)

Finally, a new version of the CAS was obtained taking into account, all the changes adopted in T1NC, all the new Task II information, and, the fully revised SKJ substitution rules. The SOP (sum of products) comparison shows no differences (less than 1%) in weight between T1NC and CAS per stock. The overall CAS matrices per stock are presented in **Tables 8** (SKJ-E) and **Figure 13** for SKJ-E, and **Table 9** and **Figure 14** for SKJ-W. The mean weights (obtained from the CAS) per stock and major gear are shown in **Figure 15**.

### **3.5 Other information (tagging)**

In relation to the SKJ conventional tagging information, the Secretariat informed that no major change exists to the dataset presented to the last SCRS. A total of about 40,500 releases made between 1960 and 2011 (95% of which between 1980 and 2002), and 6,700 recoveries (~15% ratio of recovery) obtained on its majority between 1981 and 2002. The time at liberty has almost 83% of the recoveries obtained on the first 90 days, 8% with 180 days, 3% with 270 days (98% on the first year) and only 2% on the second year. **Table 10** summarises the SKJ conventional tagging available in the ICCAT database.

The largest majority of the SKJ were tagged on the Eastern stock nearby the tropical region. The recoveries were obtained mostly on the same zone. The strait displacement between release and recovery locations is shown in **Figure 16**.

A participant presented information on a skipjack tagged in the Bay of Biscay on 15<sup>th</sup> July 2012 measuring 50 cm which was recovered in the tropical purse seiner fishery grounds on 13<sup>th</sup> October 2013 at 74 cm travelling around 1,600 nautical miles. The Group noted that, although the distance travelled was in the range of distance travelled by skipjack, this recapture is unique because it is the most northerly tagged skipjack, just in the northern limit of SKJ distribution, recaptured in the tropical waters of the Atlantic. The Group was informed that this information has already been sent to the ICCAT Secretariat.

### **3.6 Summary of progress in Task I and II information available for the SKJ stock assessment**

The total catches obtained in 2012 in the entire Atlantic Ocean (including estimates of skipjack in the *faux poisson* landed in Côte d'Ivoire) reached an historic record of 267,000 t. Estimated catch in 2013, while still provisional, is in excess of 250,000 t and may increase as more complete reports become available, especially from the Western Atlantic (**Table 1**, **Figure 8**). Recent catches represent a considerable increase compared to the average catches of the five years prior to 2010 (163,000 t). In these catch estimates, however, it is possible that the catches of a segment of the Ghanaian fleet, sampled in Tema, are double counted in the estimates of *faux poisson* used by the Working Group.

The numerous changes that have occurred in the skipjack fishery since the early 1990s (such as the progressive use of FADs and the increase of the fishing area towards the West and North) have brought about an increase in skipjack catchability and in the biomass proportion that is exploited. At present, the major fisheries are the purse seine fisheries, particularly those of EU-Spain, Ghana, Belize, Panama, EU-France, Guinea (Rep.), Cape Verde, Côte d'Ivoire, Guatemala and Curaçao among others, followed by the baitboat fisheries of Ghana, EU-Spain, EU-Portugal, EU-France, Senegal and others. The preliminary estimates of 2013 catches made in the East Atlantic amounted to 229,200 t, about the same level as in 2012, but which represents, a sharp increase of about 42% as compared to the average of 2007-2011 (**Figure 17**). A strong increase in the skipjack catches by European purse seiners is noted, probably due to the high selling price of this species and increases in FAD effort over recent years (**Figure 4**, **Table 1**). The proportion of the catches on floating objects continued to increase up to 2007, reaching around 90% of the catches. The high catches, unusual for this type of fishing off Mauritania beyond 15°N latitude in 2012 and 2013 between August and November, reinforce this trend. It should be noted that the catches are made on practically single species schools (**Figure 9**).

The unreported catches of some purse seine fleets were estimated by comparing monitored landings in West African ports and cannery data to catches reported to ICCAT. The Species Group has had cooperation from many CPCs of this region and from the professional sector in estimating these catches and significant revisions have been made in recent years for the purse seiners as well as for the other fleets since 2005. Notably, species composition and catch at size of the Ghanaian baitboat and purse seine fleet, has been thoroughly reviewed. This review has resulted in new estimates of Task I and Task II catch and effort and size for these fleets for the 1973-2012 period. Similar estimates for the 2006-2012 period are expected to be available soon. This revision has shown that skipjack tuna catches by Ghanaian fleet were significantly higher, on average around 9,000 t/year for the 1996-2005 period, compared to what was previously estimated (**Figure 5**).

New estimates of *faux poisson* indicate amounts of around 10,500 t of skipjack/year between 2005 and 2013 for the overall purse seiners operating in the East Atlantic, although some of this may be included in estimates of catch reported by certain fleets (**Table 1**). The estimates are incorporated into the overall catch used for analysis, including the catch-at-size matrix.

In the West Atlantic, the major fishery is the Brazilian baitboat fishery, followed by the Venezuelan purse seine fleet. Catches in 2013 in the West Atlantic have been estimated at 27,000 t, although no fleet catches for the West were reported in time to be considered by the Working Group. A very strong increase in 2012 (29% compared to the average catches observed in the previous 5 years), largely due to the good catches reported by Brazilian baitboats (**Figure 18**) was previously noted. It remains uncertain if these good catches continued into 2013.

It is difficult to estimate effective fishing effort for skipjack tuna in the East Atlantic because this species is not always targeted and besides it is difficult to estimate fishing effort related to fishing under FADs and to quantify the assistance provided by the supply vessels. Nominal purse seine effort, expressed in terms of carrying capacity (corrected by days-at-sea), has decreased regularly since the mid-1990s up to 2006. However, due to acts of piracy in the Indian Ocean, many European Union purse seiners have transferred their effort to the East Atlantic. This situation, which added to the presence of a relatively new purse seine fleet operating from Tema (Ghana) since 2003, has considerably increased the carrying capacity of purse seine fishing in the Eastern Atlantic since that time. The number of EU purse seiners in the East Atlantic following this trend has stabilized since 2010. Baitboat nominal effort has remained stable for more than 20 years.

It is considered that the increase in fishing power linked to the introduction of innovation technologies on board the vessels as well as to the development of fishing under floating objects has resulted in an increase in the efficiency of the various fleets, since the early 1990s.

With respect to the West Atlantic, the fishing effort of the Brazilian baitboats (i.e. the major skipjack fishery in this region) seems to have been stable over the last 20 years.

#### 4. Fishery indicators

Skipjack tuna has been considered by most tuna RFMOs as a notoriously difficult species to assess. These difficulties are mainly due to the fact that the annual recruitment is a large proportion of total biomass and that it is difficult to characterize the effect of fishing on the population with standard fisheries data and stock assessment methods. The uncertainties in the stock structure and the difficulties to estimate PS CPUE that could be considered as being proportional to SKJ biomass, are worsening these basic uncertainties.

This structural problem is mainly due to the development of fish aggregating devices (FADs) that are playing a major role in the current SKJ fisheries, when the multiple changes in these FAD fisheries remain poorly understood by scientists.

Furthermore, SKJ catches by LL fisheries are so low that they are not likely to exert much fishing mortality on SKJ nor are catch rates thought to be particularly reflective of SKJ abundance (whereas longlines are of major interest for all other tuna stocks).

Indicators based on fishery data cannot estimate well the absolute SKJ biomass or the fishing mortality suffered by the SKJ stocks. However, these fishery indicators could help:

- to understand better changes in SKJ stocks and fisheries and
- to infer the status of SKJ stocks (i.e. if they are overfished or not)

Examples of these main basic indicators that have been selected, estimated and discussed by the Working Group are given thereafter.

#### **4.1 Skipjack fishery indicators**

##### **4.1.1 Yearly catches**

###### **4.1.1.1 Yearly catches by stock**

**Figure 8** shows yearly total catches by stock (Eastern and Western Atlantic). This indicator is a fundamental one, as its trend may be indicative of the stock status, for instance when the trend in fishing effort and when the main biological characteristics (mainly its longevity) of the studied stock are known.

It was noted that SKJ catches have been quite stable in the Western Atlantic. This lack of contrast in the yearly Western Atlantic catches constitutes a major structural difficulty in the stock assessment analysis. On the contrary, SKJ catches have steadily increased in the Eastern Atlantic since the early sixties, and especially during recent years (2010-2013).

Another indicator of the trend in SKJ total catches in the Eastern Atlantic is also shown by the Relative Rate of Catch Increase (RRCI or Grainger and Garcia index), comparing the yearly catch to the trend in catch, depicted by the average of catches observed during the previous years (**Figure 19**). This method proposed by Gaertner *et al.* 2001, allows comparison of each yearly catch to the smoothed level of 3 previous years, (a 3 years smooth is used due to short duration of SKJ exploited life).

Sustained increases of SKJ catches have been observed in the Eastern Atlantic during the last 5 years. In a period of increasing fishing pressure due to FADs and to the increasing SKJ prices, these increased catches might be indicative that the recent high SKJ catches would be sustainable, for a SKJ stock exploited during few years and then showing very little inertia in its answer to an increased effort.

It should also be noted that the total SKJ catches observed in the Western Atlantic (**Figure 8**) are due to the combination of catches taken in the South West Atlantic by the Brazilian fishery and in the Caribbean and North West Atlantic by a combination of various fisheries. These yearly catches in the Northern and Southern Western Atlantic are shown by **Figure 20**.

From this figure it can be seen that the levels and trends of SKJ catches are widely distinct in these 2 areas: Southern catches were quite stable at an average level of 22,000 t (1982-2012 period) and show peak levels during recent years, when the Caribbean-North Western SKJ fisheries, dominated by Venezuela (72 % of SKJ catches in the 1982-2012 period), showed lower average catches (7,000 t during the 1950-2012 period) and marked peaks in its catches during 2 periods (1982-1985 and 1991-1993).

###### **4.1.1.2 Yearly SKJ catches by fishing mode (FAD and free schools)**

This basic information is relevant as the FAD fisheries are catching the majority of total catches in the Eastern Atlantic (56% of total SKJ catches during the period 2009-2013).

**Figure 21** shows that SKJ catches have been always dominated by FAD catches during the 1991-2013 period; this dominance of FAD catches have increased during recent years. This figure also shows that SKJ catches associated to FADs were quite stable during the 1991-2009 period (a period of declining fishing effort) but steadily increasing since 2009.

The percentages of the yearly catches caught by each PS fleet on FAD and on free schools, expressed as the % of FAD associated catches is a good indicator of the fishing pressure targeting FAD and SKJ. This indicator is shown for the French and Spanish PS active in the Eastern Atlantic by **Figure 22**.

This figure shows that while the percentages of FAD associated catches were very similar for French and Spanish PS during the 1992-2004 period (France 40%, Spain 45%), since 2005 the percentage for Spanish PS drastically increased (average 2005-2013 at 67% with a maximum of 83% in 2013). For France, the percentages

of FAD associated catches decreased during the first part of the period to increase since 2008, but at a much lower level (average 2005-2013 at 32 % of FAD associated catches and around 45% in 2013).

#### 4.1.2 Mean yearly length and/or weight

**Figure 23** shows that the average weight of SKJ caught by PS declined steadily during the 1991-2010 period, although a marked increase of average weight has occurred in 2012 and 2013. It was noted that this increase in the Eastern Atlantic since 2011 was mainly due to the large catches of very large SKJ off Mauritania. It can also be noted that the SKJ caught by baitboats in the same northern area are often much bigger than SKJ caught by PS. It should also be noted (as shown by **Figure 32**) that an increased numbers of very small and very large SKJ have been caught recently.

The mean lengths of skipjack for the Eastern and Western Atlantic stocks are shown in **Figure 24**. After a short period of similar values and trends, the mean length of the Western stock increased more than 10%, establishing a difference between stocks of around 16%. This difference has been maintained over the whole period. Regarding trends, the mean length of the Eastern stock shows a slightly decreasing trend while the average length of the Western stock has remained stable over the period.

The Group also calculated the average length by area. For this purpose, based on the characteristic of the fisheries, four large areas were considered:

- Area 1: bounded by 10° N on the North and 30° W on the West and including skipjack sampling areas SJ72, SL73, SJ74, SJ77, SJ78 and SJ79
- Area 2: bounded by 10° N on the South and 30° W on the West and including skipjack sampling areas SJ71, SL75 and SJ76
- Area 3: bounded by 5° S on the South and 30° W on the East and including skipjack sampling areas SJ80, SL81, SJ82 and SJ83
- Area 4: bounded by 5° S on the North and 30° W on the East and including skipjack sampling area SJ84

**Figure 25** shows average length of skipjack by area. The higher mean length corresponds to the Southwestern area (Area 4) while the smaller values correspond to the equatorial and Southeastern area (Area 1). In the last 20 years the average length has been kept stable in all the areas although very recently, Areas 1 to 3 have shown some increasing trend.

For the Eastern Atlantic large skipjack is found in areas closed to Senegal-Mauritania and Cape Lopez (**Figure 26**).

#### 4.1.3 Yearly average SKJ catches by PS vessels (EU fleet)

A marked increase in the average yearly SKJ catches by EU purse seiner vessel over the 1980-2013 period is shown in **Figure 27**. The figure shows low yearly catches of about 750 t during the early eighties, while average yearly catches over 3,000 t have been obtained since 2011. This major increase observed in the yearly catches of purse seiners depicts the increase in targeting SKJ by the EU PS fleet (and of its concomitant increased use of FADs) but also the increased efficiency of this fleet. It should also be kept in mind that during the early 1980-1990 period, the EU PS did not use FADs and mainly targeted free schools (or setting on natural floating logs).

#### 4.1.4 Carrying capacity of the Eastern Atlantic fleets

Nominal carrying capacity of PS and BB in the Eastern Atlantic and total number of PS active yearly in the area is shown in **Figure 28**. This figure shows the stability of the BB fleet in the Eastern Atlantic, while the carrying capacity of PS fleet and the number of purse seiners have shown a marked decline during the period 1982-2006, followed by a moderate increase since 2006 (mainly due to purse seiners coming back from the Indian Ocean due to Somalian piracy).

#### 4.1.5 Yearly catch per set (free schools and FAD sets) and yearly numbers of FAD sets in the Eastern Atlantic (EU PS fleet only)

SKJ catch per set tend to be quite stable during the studied period (**Figure 29**). SKJ catch per set are much higher in the FAD sets (most often dominated by SKJ) than in the free schools sets that are most often dominated

by YFT. The average catch per set has been always larger for the Spanish fleet than for the French fleet (22.6 t/FAD set and 16.7 t/FAD set respectively).

**Figure 30** shows that the yearly numbers of free schools and FAD sets were equivalent until 1996, and FAD sets have been increasingly and widely dominant during recent years.

#### 4.1.6 Species composition of FAD sets in various areas (EU PS multispecies samples)

The species composition of FAD samples of the EU landings obtained following a multispecies sampling scheme for the 2000-2010 period shows significant differences, with SKJ widely dominating the FAD sets in the northern area (N of 10°N), while most FAD sets are multispecies in the Equatorial areas (with about 70% of SKJ, and most often a mixture of YFT and BET; **Figure 31**).

#### 4.1.7 Yearly catch at size matrix

**Figures 32 and 33** show the yearly catch at size for the Eastern and Western skipjack stocks, respectively. For the Eastern stock, the figure shows the yearly changes in SKJ CAS and the yearly relative importance of the 3 age classes (0, 1 and +2 years) and the size at first maturity as a function of the observed yearly CAS. As it was noted before, the CAS of small SKJ is probably underestimated before 2007 due to its lack of *faux poisson* CAS.

#### 4.1.8 Yearly total catch at size taken on each stock: trend in the yearly catches by size categories, tentatively by 3 age categories (Ages 0, 1 and 2+)

The yearly catches of 3 categories of SKJ in the Eastern Atlantic, small (0-46 cm), medium (46-60 cm) and big (over 60 cm), corresponding approximately to catches of ages 0, 1 and 2+ (based on the 2014 CAS figure), are represented in **Figure 34**.

The main results are:

- ❖ Steadily increasing trend of ages 0 and 1 catches
- ❖ Nearly identical levels and trend of age 0 and 1 CAS, but dominant age 0 catches since 2007 due to the incorporation of *faux poisson* CAS since 2007 (as *faux poisson* SKJ CAS is lacking before 2007, catches of age 0 were underestimated before this date)
- ❖ Stable catches of age 2+ SKJ during the 1975-2011 period, but with a large increase in 2012 and 2013

#### 4.1.9 Yearly size of the area fished yearly with significant catches of SKJ

The change over time of the number of 5°x5° squares fished yearly in the entire Atlantic by all fleets (CATDIS file) with a yearly SKJ catch >10t is shown in **Figure 35**. Three periods of changes in the sizes of the areas fished with SKJ catches can be identified: an early 1969-1977 period of steadily increased surface, followed by the 1978-1995 period of stable surface, which is followed by the 1995-2013 period showing a marked increase in the area fished (reaching a maximum surface in 2013).

#### 4.1.10 Yearly SKJ catches in selected areas of higher SKJ catches

**Figure 36** shows the 3 yearly “best productive” 5°x5° squares in terms of higher catches of SKJ. Quite stable levels of best yearly catches of SKJ/5° square are noted with a historical “golden” catch in 2013 (CWP 415015). This 415,015 square has been the most productive SKJ CWP during 13 of the 23 years. “Golden” 5°squares catches (average 20,000 t) are much productive than all the other squares (“silver” average=12,000 t and “bronze” squares=10,000 t).

**Figure 37** also shows the 5° squares where these highest SKJ catches have been observed (1991-2013).

#### 4.1.11 SKJ yearly landing prices

The change over the years of the average yearly price of SKJ and YFT (corrected for inflation in the US and converted to 2013 \$) in the Bangkok market (**Figure 38**), shows that SKJ prices have been quite constant during the 1984-1998 period, followed by a period of very low prices in the 1999-2006 (down to a minimum close to \$500/t in 2000). This period of low prices has been followed by an increase in prices, reaching a maximum over \$2000/t in 2013. The consequence of the recent increase in the SKJ prices has been the increasing fishing

pressure on the SKJ stock in the Atlantic. It should also be noted that SKJ and YFT prices were very similar during recent years.

#### 4.1.12 SKJ geographical indicators

The average location of the Atlantic SKJ catches for the period 1970-2012 (CATDIS file) is presented in **Figure 39**. For the EU PS fisheries there were changes in the locations of the SKJ catches during recent years (2007-2013). A new major fishing zone off Mauritania and increased catches were observed south of 7°S (**Figure 40**).

Another geographical indicator of the SKJ fisheries is the average distribution of SKJ caught in warm waters and in temperate waters (i.e. at SST over 25°C and lower than 25°C, respectively; **Figure 41**. See document SCRS/2014/74, where this approximation has been based on quarterly and 5° average catches and SST).

Time and area strata where SKJ is caught in cold waters may be characterized as feeding zones when areas of warm water catches may correspond to the predominant spawning strata for this species. It can be noted that the SKJ catches in cold waters <25° during the main fishing season (3<sup>rd</sup> quarter) in the Cape Lopez area are quite artificial; these catches are caught in frontal areas that cannot be precisely identified in the 5° quarter analysis used to build this figure. This Cape Lopez SKJ area could easily be classified as being from warm waters.

#### 4.1.13 Indicators of changes in fishing power of PS

It is commonly admitted that the fishing power of the PS fleet has been permanently increasing since the beginning of this fishery in 1962. Most of these changes in the fishery have been described, but their effect on the fishing efficiency remains poorly estimated by scientists. However the study by Torres-Ireneo *et al.* 2014 gives an interesting overview of the technical changes observed on French purse seiners during the 1981-2010 period. These cascading changes are one of the main causes explaining the increasing trend of the nominal SKJ CPUEs and of the steadily increasing catchability estimated by the models for most PS fleets. **Table 11** summarises these changes.

#### 4.1.14 Yearly by catches of BET and YFT in the FAD fishery targeting SKJ

As most FAD fishing catch a mixture of SKJ and juvenile YFT and BET, it is also interesting to follow the trend in the yearly catches of YFT and BET in the FAD fishery (**Figure 42**). The yearly catches of these 2 species have been very similar during the studied period, and depict the same declining trend during recent years while an increasing trend SKJ in catches is observed. This marked divergence between recent catches of SKJ and the combined catches of young YFT and BET associated to FADs could be due to various factors: the increased SKJ catches in the northern area where BET and YFT have very seldom been caught (see **Figure 31**), as well as other causes not identified yet.

### 4.2 YFT and BET stocks indicators

There was no discussion during the WG on the fishery indicators concerning these 2 species. Two SCRS documents (SCRS/2014/081 and 82) were made available. They develop an analysis and a discussion of the results of GLM CPUEs of the Japanese LL fisheries. These standardized CPUEs are very important components in most stock assessments on these 2 species as these standardized CPUEs are one of the most relevant data sets to tune the stock assessment analysis. Unfortunately, these standardized CPUE cannot be calculated for SKJ because of the very low and poor catches in the Japanese LL fishery.

Considering the multispecies characteristic of the tropical PS fishery, **Figure 43** shows the overall selectivity (FAD or free school) of the three main tropical species relative to the length of first maturity. It is evidenced that skipjack is on the right of the maturity ogive, which typically implies that the stocks can be fished at higher levels without large impacts on future spawning potential. This is not the case for bigeye or yellowfin since the selectivity of FAD fishing is to the left of the maturity ogive, which implies a relatively lower level of fishing pressure can result in important impacts on future spawning potential.

## 5. Review of SKJ catch per unit effort series

### 5.1 SKJ Relative abundance indices (see Appendices 5-8 for the Construction and Evaluation of CPUE Series)

At the start of the meeting two relative abundance indices were presented for two of the major fisheries harvesting skipjack, the Brazilian baitboat and the US longline (SCRS 2014/086, SCRS 2014/091). In addition, a third fishery independent index was presented for the Gulf of Mexico part of the stock based on larval data (SCRS 2014/093). Unfortunately only the Azorean baitboat CPUE was updated before the meeting and presented for the East, forcing the Group to carry out analysis to update the major relative abundance indices at the meeting and reducing the time devoted to assessment runs.

Based on the ICCAT catch/effort Task II, SCRS 2014/086 presents an update for 1981-2011 of the Brazilian baitboat index presented in 2008. Three areas were considered with the southern and northern areas being fished only during part of the year and the central part receiving effort year round. Because data were aggregated by month and 1 degree grid and SKJ is the target of the fishery there were <1% of the data that had zero catch so such data was ignored in the analysis. Several GLM models with different structures were implemented but ultimately log CPUE model was selected as the most appropriate response variable to be used in the analysis. The only factors incorporated in the model are yearly, quarter and area because the data comes from ICCAT Task II catch and effort. Given the presence of significant interactions yearly factors were calculated by averaging the predictions over the factors area and quarter. Although there is no data available for the year 2000, this index is considered to be continuous. The Group requested some additional analysis for this data set: using generalized linear mixed models instead of exclusively fixed factors (assuming interactions as random effects); and using different weights when averaging over grid to calculate the standardized indices when using a fixed effects approach. New estimates were not that different to the ones originally provided in the paper so the Group decided to retain the original results contained in SCRS/2014/086.

SCRS/2014/091 presents a relative abundance index for 1992-2013 for the US longline fishery based on observer data. Skipjacks are only one of the many species caught in this fishery and are considered a bycatch. Longline data corresponding to sets where sharks were targeted or demersal longlines used were excluded from the analyses. Most observations are from the Gulf of Mexico and the East USA, especially in recent years. A delta model was used to account for the large presence of zero catch per set observations. Nominal positive catch rates and nominal proportion of positive sets show increasing trends. Explanatory factors considered were year, quarter, area, target species, and the number of light sticks. Models selected for proportion positive sets and catch of positives sets contained the same structure. The resulting standardized index fluctuates without a trend until the end of 1990s and then increases in the 2000s. This index is less precise than the larval index described later and that also covers the Gulf of Mexico. Regulatory changes in the US associated with circle hooks were not accounted but happened prior to the observed increase in the index by about four years. Given the change in regulations associated with the imposition of circle hooks in the longline fishery and the unknown impacts associated with skipjack catch rates, the Group decided to treat the index as two separate series, 1992-2003 and 2004-2013.

SCRS/2014/93 provides an index of spawning for the GOM for 1982-2012 on the basis of larval data and an analysis method similar to the one presented previously for bluefin tuna (Ingram *et al.* 2010). The occurrence of SKJ in larval tows of the survey was more consistent than that of Bluefin tuna larvae which tends to be caught only in a few stations but in large numbers. Relative larval abundance is estimated by correcting observed number of larvae by a mortality term so as to correct for the effect of age at larval age. This correction should not create biases but depends on the assumption that mortality does not change between years. This study could be a model for fishery independent indices for tropical tunas in areas where the stock is more abundant. It does come in at a high cost but at least for the Gulf of Mexico provides an index with interannual variability of the same magnitude than the other available fishery dependent indices for the Western skipjack stock. It was noted that a current EU funded regional project (PREFACE) plans to carry out at sea surveys that could be used as a platform to test the use of this method in the West African coast.

Standardization of Azores baitboat data for 1963-2013 was initiated prior to the meeting and updated during (**Appendix 5**). Skipjack catches are very variable in this fishery were bigeye tuna are also caught. The fleet has many different vessel types but the largest vessel lands the majority of the catch. The fishery is highly seasonal, mostly in the first quarter. Two different data sets were prepared one with all the data, the other for only a subset of the fleet that has fished more consistently through time. Given the numerous records with zero catch the delta method was used. Some diagnostic plots show patterns that are not desirable, unfortunately these patterns are not informative about whether the index represents only local abundance or overall stock abundance. It was discussed that this index showed high variability and the Group proposed to attempt to use SST to eliminate part of this variability. Attempts were made at the meeting to explain part of the CPUE variability by using monthly average SST from NOAA satellite data. SST was able to explain the seasonal signal in proportion positives, but

not the interannual variability in CPUE, therefore the index was retained in its original form, and for the version that used the subset fleet.

The Working Group conducted the standardization of the catch rates of the BB fleet of the Canary Islands for the period 1980-2013 (**Appendix 6**). Details of the fishery and the origin of the information are provided in document SCRS/2014/079. The standardization method used a delta lognormal model distribution. The most significant explanatory factors for the binomial model on the proportion of positives were Year, Quarter and the interaction Year\*Quarter (considered as a random interaction). As for the lognormal model, the most significant explanatory factors were Year, Quarter and Fleet, as well as the interactions Year\*Quarter and Year\*Fleet. The Working Group discussed about the potential problems regarding this CPUE index including the need of incorporating the target effect in the standardization process and the incidence of periods of cessation of SKJ fishing activity due to fall in prices. As for the implications of the effect of not incorporating target as an explanatory factor, the Working Group noted that this was somehow incorporated in the model through the binomial component; the distribution of the proportion of SKJ in the total catches by trip mirrored the distribution of the proportion of positives, becoming redundant.

The Working Group also attempted to standardize the Dakar BB fishery CPUE using basically the information available in Task II ICCAT database. Variables considered were total catch of SKJ, YFT and BET, effort, average price by Year, Quarter and Flag. A “target” variable was defined with 3 categories, depending on the weight proportion of SKJ in the catches. Because of the lack of records with zero catch of skipjack, the standardization method used a lognormal model distribution. Details of the analysis are shown in **Appendix 7**.

Standardization of the EU PS fleet (Spain and France) data for 1990-2012 fishing in the Equatorial area (between 10 N and 10 S) was accomplished at the meeting. Standardized catch rates of skipjack caught by French and Spanish purse-seines were calculated using a delta-lognormal generalized linear model. Description of the data set and the process used to split fishing effort between free and fad school is included in **Appendix 8**. The explanatory variables year, month, area, fleet (French or Spain) and especially the type of fishery (on free school or on FAD) proved to be important to explain the variability of the catch per unit effort. Sensitivity analysis showed that the closures did not strongly affect the estimations of standardized CPUEs. Price of skipjack (inflation adjusted) was tested as a factor but was not selected as significant in the final model. More details are in SCRS/2014/094. Overall variability of the standardized indice was relatively low. There was a slight decreasing trend until 1997, followed by an increase until 2005, and then a slight decrease until 2012. Three additional relative abundance indices based on CPUE were available from the last assessment but for which there has not been an update: the US rod and reel (1982-2005), the Venezuelan purse seine (1985-2005) and the EU purse seine fleet fishing on free schools off Senegal and Mauritania (1980-2006).

The Group used the CPUE evaluation guidelines provided by the Methods Working Group (Anon. 2013) to summarize the relevance and quality of the information provided by each relative abundance index available at the meeting. The Group modified the description of each specific rating so as to be most useful to relative abundance indices for tropical tunas. The methodology proposed by Walter and Cass-Calay (2012) was used to determine the bounds of plausible biological variability for each index. Relative Biomass at the beginning of each time series and  $r$  were obtained from the last skipjack assessment (ICCAT 2009). The summary ratings of the different criteria (**Table 12**) were used to inform the Group during the discussions on whether indices were sufficiently well estimated or contained informative data to be used in the assessment.

For the Western stock all indices were accepted for the assessment with the exception of the US rod and reel which was not accepted it indexes the same part of the population than the US longline index presented at the meeting. Additionally the rod and reel data is thought to be less reliable for skipjack than the longline observer data because of the difference in the quality of the observations from the observers and recreational fishers. The final indices used for the assessment of the Western stock were therefore, the Brazilian baitboat, the Venezuelan purse seine, the US longline and the Gulf of Mexico larval index (**Figure 44, Table 13**). Western indices tend to show large inter-annual variability and a slight tendency of increase since 2000.

For the Eastern stock all indices were accepted including two indices for the purse seine fishery because they cover distinct geographical areas of the fishery (**Figure 45** and **Table 14**). Three of the indices, the Canarian baitboat, Azores baitboat and EU purse seiners fishing off Senegal and Mauritania on free schools show very high variability. The Dakar baitboat and the purse seine EU fishing in the equatorial area index are considerably less variable. There is no clear tendency that can be seen from these indices except for a slight overall increase.

The Group developed options for statistical weights that could be associated with the relative abundance indices

for the purposes of controlling their contribution to the model fitting. As in previous times it was decided that weighting should represent either the area covered by a fishery relative to the total area occupied by the stock and the proportion of the total catch captured by a given fishery (**Table 15**). For the Western stock indices, weights by area for the US LL, BRA BB and VEN PS were obtained from the 2011 yellowfin tuna stock assessment. For the Gulf of Mexico larval index we use the weights associated with the US longline fleet operating in the Gulf of Mexico. Weights by catch for the Gulf of Mexico larval index were based upon the catch of the Gulf of Mexico longline fleet. Weights by catch for the US longline indices were based upon the US pelagic longline catches.

For the Eastern stock indices, weights by area for the BB Canary, BB, BB Azores and BB Dakar and were obtained from the 2011 yellowfin tuna stock assessment. Weights by catch were estimated from Task I catch data as the proportion of the total catch in each area (East and West). EU Spanish ETRO baitboat catches were used for the Dakar baitboat indices and EU Spanish Canary Island baitboat catches were used for the Canary Islands baitboat indices. Azores baitboat indices were weighted using EU Portugal baitboat catches. EU purse seine indices were weighted as the sum of the EU France and EU Spain purse seine catches.

### **5.2 Estimates of change in catchability in the EU purse seine fishery**

Difficulties in the estimation of catchability changes in tuna purse seine indices specially those associated with FAD fishing (Scott and Lopez 2014) have been subject to much recent review (Anon. 2012), however, these difficulties are yet to be surmounted. A current EU research project (CECOFAD) is endeavoring to collect new data that in the future could help the Group, but such project is still to produce estimates that are usable in the assessment process.

During the last SKJ assessment it was assumed that EU PS increased its catchability by 3% a year even though estimates of increases for more recent years suggested increases up to 5%. In order to update these estimates the Group conducted a new analysis by using CPUE observations from the EU purse seine fishery. The assumption of this analysis is that relative changes in juvenile BET could be a proxy for those experienced by SKJ catchability, because both are mainly captured together on FAD associated mixed schools. These BET are primarily zero and one year olds (**Figure 46**) and thus purse seine CPUE indices have been assigned to index these two year classes in the age-structured models used in BET assessments. During the 2010 assessments a VPA run was produced that did not make use of the PS indices (run 6). In theory this run provides estimates of numbers of age zero and one year olds that are not influenced by PS CPUE. The run however does use catch at age information from the purse seine. Estimates of numbers of zero and one year old BET from run 6 were transformed into biomass by multiplying them by the average weight at age of BET caught by the EU PS which is 2.3 kg for age zero fish and 5 kg for one year fish (BET Assessment 2010). According to these calculations the biomass of BET of age 0 and 1 decreased by about half from 1975 to 2008 (**Figure 47**). On the other hand, the CPUE of the EU PS Spain for BET (FAD and free school combined) about tripled from 1979 to 2008. Estimates of CPUE for the combined France and Spain EU PS fleet, whether combining FAD and free school catches or separating them, also show large increases in CPUE from 1991 to 2013 (**Figure 48**).

In theory the PS CPUE should be an index of the biomass of age 0 and 1 BET, but clearly the two have opposing tendencies. If we assume that the differences in these tendencies are solely the result of changes in catchability, it is possible to estimate  $q_{year}$  and therefore the average change in  $q$  for any year.

$$q_{year} = \frac{cpue_{year}}{Biomass_{year}}$$

Estimates of catchability by year for BET were obtained for PS Spain, PS EU (FAD+Free), PS EU (FAD), PS EU (Free) (**Figure 49**) and show in all cases varying degree of increases in time. As expected, estimates of catchability of free school PS are always lower than those of FADs. For the EU PS fleet the ratio of catchability between FAD and Free schools for the period 1991-2008 does not show a significant change, although it varies substantially between years, and averages a value of 4.4 (**Figure 50**).

Given the estimates of catchability obtained for the different BET CPUE series for PS, it is possible to calculate an average annual increase in  $q$ . This was accomplished by fitting a linear regression of  $q$  as a function of year, calculating the estimate of  $q$  from the regression for the last and first year, and dividing by the number of years of the series. This was done for all the available purse seine CPUE series and for two periods for the Spanish CPUE series: prior and after 1991 (**Table 16**).

The estimates of the percent increase in  $q$  are sensitive to the inclusion of the last three years of biomass estimates (2006-2008) which should be also the years where the estimated numbers of age zero and one are most uncertain. Eliminating these estimates of  $q$  leaves a more consistent interpretation of the changes in  $q$ . Increases in  $q$  for the PS may have been about 2.5% per year in the 1980s and 1990s. From 1991 to 2005 this increase has been about 6%. Increases in free schools associated  $q$  (about 7.5%) would have been slightly higher than that of FAD (6%). The fact that the overall PS  $q$  increases corresponds to the value for FADs is the consequence that the majority of the catch of BET caught by PS is caught on FAD associated schools.

It is important to note that these increases could be considered as upper bounds of the possible increases in catchability that have occurred because they are conditioned on the assumption that the difference between estimates of biomass from the assessment models and that provided by the purse seine index are solely the result of an increase in catchability.

The Group discussed the applicability of these apparent increases in BET catchability for skipjack. For the period prior to 1991 the estimated increase in  $q$  of 2.5% estimated above is similar to the value of 3% used in previous skipjack assessments, therefore it was agreed to continue to use a 3% increase for purse seine indices of Free+FAD prior to 1991. Estimates of increases in catchability for BET for the period after 1990 are at least twice as big, 6-8% depending on the data and range of year used.

In the current assessment of skipjack two indices of purse seine CPUE are used. The equatorial purse seine index uses more detailed, set data and corrects for the effect of a mixture of free and FAD school sets. In doing so it probably accounts for part of the increase in catchability previously not accounted for by other standardizations of purse seine CPUE data. The correction is likely to be more important for the period after 1990 when the shift from free schools to FAD schools was more pronounced. The Group agreed that the new equatorial purse seine index does not require any correction. The second purse seine index, for EU PS fishing off Senegal and Mauritania on free schools, was corrected by 3% for both the period before and after 1990.

## 6. Stocks assessment

### 6.1 Stock assessment models

#### 6.1.1 Stock assessment model overview

The start date for the models was 1950 for Eastern skipjack and 1952 for Western skipjack. It was assumed that the biomass in each of these years was very close to virgin conditions, since fishing prior to this period occurred on a relatively small scale, and development of the large-scale baitboat and purse seine fisheries occurred after 1952 and 1950. The spatial structure of the models was initially two areas, East and West for continuity with the 2008 stock assessment (**Figure 51**). Multiple alternative stock structures were evaluated by the Group but only the Southwest (primarily the Brazilian fishery) and the southeast areas were recommended for construction of indicators and assessment models.

Two alternative models were analyzed for Eastern skipjack, including a catch-only model (Martell and Froese 2012), and a Bayesian Surplus Production (BSP) model (McAllister *et al.* 2001). Four alternative stock assessment models were analyzed for Western skipjack, and included a mean length-based mortality estimator (Gedamke and Hoenig 2006), a catch-only model (Martell and Froese 2012), a BSP model, and a Stock Production Model Incorporating Covariates (ASPIC) model (<http://nft.nefsc.noaa.gov/ASPIC.html>). Model assumptions and parameterizations are described in detail in the following sections.

#### 6.1.2 Alternative weighting for indices of abundance

Three weighting parameterizations for indices of abundance were considered for each of the modeling platforms described in the following section. As mentioned in chapter 5.1, weighting methods included:

1. equal index weighting
2. index weighting by area fished and
3. index weighting by catch

Time limitations precluded any of the area or catch weighting scenarios from being evaluated.

### 6.1.3 Modelling approaches

#### 6.1.3.1 Catch only model (Martell and Froese 2012)

A relatively simple method was used to obtain plausible MSY estimates and other biological parameters from catch only data, based on assumptions on resilience (corresponding to the intrinsic growth rate  $r$  in the stock production model) and the plausible range of relative stock sizes at the beginning of the time series (Martell and Froese 2012). We used a medium resilience range and high resilience ranges as defined by Martell and Froese (2012), i.e. medium resilience of  $0.2 < r < 1$ , high resilience of  $0.6 < r < 1.5$  (fishbase estimate for skipjack), and an initial (in 1950) relative stock size range of 50 to 90% of carrying capacity  $K$  or pristine biomass. The identification of pairs of  $r$ - $K$  values compatible with the catch time series and the above assumptions was performed using the R-code for batch processing made publicly available in [http://www.fishbase.de/rfroese/CatchMSY\\_2.r](http://www.fishbase.de/rfroese/CatchMSY_2.r). For each plausible  $r$ - $K$  pair, an estimate is obtained as  $MSY = 1/4 r K$ . This MSY estimation algorithm has been validated against analytical fish stock assessment estimates of MSY (Martell & Froese, 2010). We ran the model for four geographical areas based on the geographical coordinates agreed by the Group: East, West, Southwest and Southeast (see maps).

#### 6.1.3.2 Mean length based total mortality estimation (Gedamke and Hoenig 2006)

The method of Gedamke and Hoenig (2006) for estimating time period-specific total mortality rates from a time series of mean length data was modified by then (2014) to incorporate information on fishing effort. Everywhere that  $Z(t)$ , the total mortality rate in year  $t$ , appears in the Gedamke-Hoenig model, it is replaced by  $Z(t) = q f(t) + M$  where  $q$  is the catchability coefficient,  $f(t)$  is the total fishing effort in year  $t$ , and  $M$  is the natural mortality rate. This reduces the problem to one of estimating just two parameters,  $q$  and  $M$ . Then (2014) assumed annual reproduction but, for the purpose of applying the model to skipjack, it was necessary to assume continuous reproduction throughout the year. This entails using a monthly, rather than an annual, time step in the calculations, and this was done for the current assessment.

For Western skipjack, we used the length frequency data available for the Brazilian baitboat fishery. This fleet accounts for the majority of the total catch from the Western Atlantic and it was assumed that the length frequencies are representative of the entire Western Atlantic fishery. We set  $L_c$  to be either 50 or 55 cm, corresponding to ages of 1.83 and 2.49 years according to the growth model of Vilela and Castello (1991). We assumed ages spanned the range from 1.83 to 6.83 for  $L_c = 50$  and from 2.43 to 7.43 for  $L_c = 55$ . It was assumed that the age distribution arose from continuous spawning rather than annual spawning. To deal with the continuous distribution of reproduction, we performed calculations 12 times per year, assuming constant natural mortality and fishing effort over the course of a year.

The mean lengths observed in the first few years of fishing were explained by the fishing efforts in the years immediately before the recording of data began. Thus, it was necessary to make an assumption about the level of effort prior to commencement of data collection. We tried two models, assuming that the effort before data collection was zero (fishery began on a virgin stock) and that the effort prior to data collection was equal to the first observed fishing effort (fishery was at equilibrium when observations began). The results shown in the following section are based on the assumption of equilibrium fishing effort prior to the time series; however, the near virgin assumption is recommended as a sensitivity in future assessments.

Effort was expressed as number of trips (in thousands). It was obtained by taking the total catch from the Western Atlantic and dividing by the CPUE in the Brazilian baitboat fishery to obtain the effective effort expressed in Brazilian baitboat days.

#### 6.1.3.3 Bayesian surplus production (BSP) models (McAllister *et al.* 2001)

The Bayesian surplus production (BSP) model (McAllister *et al.* 2001) is a non-equilibrium surplus production model that allows prior distributions on intrinsic rate of population increase ( $r$ ), carrying capacity ( $K$ ), biomass in the first modeled year defined as a ratio ( $\alpha.b0$ ) of  $K$ , average annual catch before data were recorded as well as variance, the shape parameter ( $n$ ) for a Fletcher/Schaefer model and catchability parameters for each time series. The model uses a sampling importance resampling algorithm (SIR, McAllister and Kirkwood 1998) and can fit either a Schaefer or a Fletcher/Schaefer type production model.

In this application we use the logistic Schaefer formulation of the model and estimate  $r$  and  $K$  and  $\alpha.b0$  using prior distributions. A lognormal (mean=1, sd=0.01) prior distribution for  $\alpha.b0$  was assumed on the basis that biomass in the first year of the model year (1950 for Eastern skipjack and 1952 for Western skipjack) was at or

close to carrying capacity. Prior distributions for  $r$  were determined on the basis of demographic modeling described in **Appendix 4**. Priors for  $K$  were initially estimated to be uniform on either  $K$  or  $\log(K)$  with maximum bounds equal to 10 times the maximum observed catch and minimum bounds equal to the maximum observed catch, but the upper limit was subsequently decreased to ~ 5 times the maximum catch (**Table 17**). In this formulation of the BSP model we input prior distributions for the parameters  $r$  and  $K$  and assumed that  $K$  was equal to the biomass at the starting point for each of recorded catch for each model.

Initial model fitting and parameterization was necessarily to find suitable starting values for the input parameters  $r$  and  $K$  to get the model to estimate modal values which are either the maximum likelihood estimates for the non-Bayesian parameters or the mode of the posterior for the Bayesian parameters. This is performed during the ‘estimate mode’ component of the model fit procedure and often different starting values where necessary for different runs. Starting values for the various parameters are given in **Table 18**.

For each model run, the convergence diagnostics were examined during the ‘importance sample’ stage of modeling according to the methodology described in McAllister *et al.* (1998). Further, given the non-informative or contradictory nature of many of the input indices, examination of the diagnostics was particularly critical because of the potential bias that the importance function can impart on the posterior modes. It is recommended that the CV of the weights CV(nts) of the importance draws should be less than the CV of the likelihood times the priors CV(L\*P) for the same draws. As a diagnostic of convergence for the sampling importance resampling (SIR) algorithm, then we used the ratio of the CV(nts)/CV(L\*P) assumed that ratios greater than two were unacceptable and ratios between one and two were marginal.

A second state-space Bayesian surplus production (incorporating observational and process errors) was coded and fitted to the standardized CPUE of the Brazilian time series and to the catch of the Southwest Atlantic skipjack, using an MCMC algorithm in Program R. The priors for the model were based on the priors used in the 2008 skipjack stock assessment. Wide uniform priors were used for  $K$  characterized by a probability density function (pdf) bounded between the maximum observed catch and the maximum observed catch times a constant, A, that was assumed to be greater than six. Inverse gamma priors were used for the variances of the errors, and a lognormal prior was used for q. Parameterization of the above pdfs characterized a wide prior distribution conveying low information for the Western stock. Two prior distributions were used for r, namely a uniform prior bounded between zero and two (“non-informative”) and a normal pdf (mean = 1.2, sd = 0.27) truncated at a lower limit of zero and upper limit of two (“informative”). Fox and Schaefer models converged for all the parameters as indicated by Gelman-Rubin Potential Scale Reduction Factor (PSRF) (~1.01). Nevertheless, the data did not convey much information about  $K$  and  $r$ . Posterior distributions of  $K$  were wide and bounded at the upper limit of the priors, unless an extreme and biologically unrealistic prior was used. Posteriors of  $r$  were wide when a non-informative prior was applied. When the informative prior was used the posteriors of  $r$  were similar to the assumed prior, which indicated the data do not convey much information to estimate the parameters.

#### 6.1.3.4 A Stock Production Model Incorporating Covariates (ASPIC)

A Stock Production Model Incorporating Covariates (ASPIC) is a non-equilibrium implementation of the well-known surplus production model of Schaefer (1957). The analytic engine for the ASPIC model incorporates several extensions to the classical stock-production models (Prager, 1992). ASPIC can fit data from up to 10 data series of fishery-dependent or fishery-independent indices, and uses bootstrapping to construct approximate nonparametric confidence intervals and to correct for bias. In addition, ASPIC can fit the model by varying the relative importance placed on yield versus measures of effort or indices of abundance. The model has been extensively reviewed and tested in the context of various applications to tuna stocks by Prager (1992). The model is more formally described in Prager (1994) and Quinn and Deriso (1999).

ASPIC version 5.3.4 was applied to CPUE and catch data for the Western stock of skipjack. Total catches used were those developed during the meeting and are based on the most updated version of Task 1 data provided to the Group and were assumed to be known since 1950. Relative abundance indices were all weighted equally in the fit. Alternative weighting based on catch proportions or area represented by the index were discussed during the meeting but not used because of time constraints. Estimates of initial parameters required by ASPIC were obtained from the estimated values obtained in the previous skipjack assessment but broad limits were provided for the algorithm to search so as not to unduly influence the fit with the initial parameter estimates. Uncertainty in estimates was derived by running the ASPIC bootstrap routine for 1000 iterations. The sensitivity of estimates to the initial estimates was tested by changing initial estimates for K and MSY over the range of search limits but always maintaining the same search limits for each parameter and only changing one initial estimate at a time (**Table 19**). Diagnostic plots investigated included residual plots for each index. The proportion of bootstrap runs

that failed to converge is also reported as a diagnostic. Estimates provided correspond to bias corrected estimates from bootstrap and its corresponding percentiles 10%, 50% and 90%.

Five indices of abundance were used, four fishery dependent: Brazilian baitboats (1981-2011), Venezuelan purse seiners (1985-2005), US longline early (1992-2004), US longline late (2005-2012) and one fishery independent index the larval index for the Gulf of Mexico (1982-2012). US longline indices were split to account for the change in hook types and associated gear configuration imposed by management. B1950/K was assumed to be equal to 1.0 at the beginning of the time series on the basis that catches in the 1950s were much lower than later catches and the assumption that prior to 1950 a substantial fishery did not exist.

## 6.2 Stock assessment results

### 6.2.1 Catch only model results

The catch based model used provides a probabilistic estimation of the maximum sustainable yield and the intrinsic growth rate ( $r$ ) and carrying capacity ( $K$ ) parameters of the logistic surplus production model. **Figures 52 and 53** show the estimated MSY together with historical catches of each of the stocks considered and the probabilistic distribution of the estimated parameters MSY,  $r$  and  $K$ . In these figures, a recent significant increase in catch can be observed for the Eastern, Southeastern and Southwestern stocks. These catch are within the confidence intervals of the estimated MSY. However, in order to investigate if the recent catch increase could bias the MSY estimates, a retrospective analysis was run. We ran the model for the Eastern and Southern stocks for alternative data series starting in 1951 and ending in 1990, 2000, 2003, 2004-2012, and compared how much the estimated parameters would have changed without the latest catch data. We also run the model with a different prior for the resilience of skipjack, we tried the “high” resilience hypothesis which means that the prior intrinsic growth rate will range between 0.6 and 1.5, in contrast to the previous prior of 0.2-1.

**Figure 54** shows that the estimates with data series ending at different years would produce variations on the MSY estimates for the Eastern stock (from ~ 100,000 t to 180,000 t, if estimated in 1990 or estimated now, respectively). In contrast, for the Western stock this variation is very small (29,000-31,000 t). This trend with the Eastern stock may mean that the Eastern stock is more productive than thought previously or that sustainable levels of catch have been exceeded. Any of these conclusions should be supported with additional studies. For the Southwestern stock too, the appreciated increase in catch could be caused by the expansion of the Brazilian fishery. This point is to be confirmed with further studies too.

The impact of the prior of the intrinsic growth rate for “medium” and “high” resilience of the stock could also modify our perception of the stock. For both assumptions, the estimated MSY is similar for all stocks, but the estimated  $r$ - $K$  values are different. For the “medium” resilience hypotheses, we would be considering skipjack a larger but less productive stock than for the “high” resilience runs. Although the MSY may not change, the estimated fishing mortality that will lead to this MSY will be different, and so will be the time for the stock to recover from potential overexploitation.

### 6.2.2 Mean length mortality estimator results for the Western stock

**Scenario 1: Lc equal to 50 cm.** The resulting estimates of  $M$  and  $q$  for Western skipjack were 0.75 yr-1 and 0.0280, respectively. This implies fishing mortality ranged from 0.04 to 0.43 yr-1. The graph of predicted mean lengths versus year was quite flat (except in the first few years) suggesting that effort did not explain the variation in observed mean lengths very well or that length data were not tracking the changes in effort over time (**Figure 55**).

**Scenario 2: Lc equal to 55 cm.** The resulting estimate of  $M$  for Western skipjack was 0.72, very close to the value observed when Lc was set to 50 cm. The estimate of  $q$  was 0.0656, considerably higher than that estimated when Lc was set to 50 cm (Scenario 1). The corresponding estimates of  $F$  ranged from 0.10 – 1.01. The predicted mean lengths followed the observed mean lengths to a much greater degree for the model Scenario 2 with Lc = 55 (**Figure 56**).

The two model runs gave reasonable estimates of  $M$  for Western skipjack and suggested that the fishery has been either modestly or fully exploited, but is not currently overexploited; the results are not inconsistent with those obtained from ASPIC. The reasons for the difference in performance of the model when Lc is changed from 50 to 55 cm are not immediately apparent and deserve further investigation. It may be that the selectivity curve is dome-shaped or that larger animals emigrate out of the study area. These factors lead to a positive bias in the

estimation of total mortality rate (see Then 2014). It might be expected that the magnitude of the bias would increase as  $L_c$  is increased because then the large fish (which disappear) become a larger fraction of the total fish considered. The method performed quite well given the simple data requirements and produced comparable results as the ASPIC model (**Figure 57**). Some recommendations for further work include additional model runs with alternative values of  $L_c$ , exploration of the sensitivity of the model to different von Bertalanffy growth curves, and changing the model assumption of equilibrium effort at the start of the effort series to match the assumption of near virgin condition, similar to ASPIC.

### 6.2.3 Bayesian surplus production model results

In the 2014 assessment, substantial work was conducted to update the prior distributions for the intrinsic rate of population increase,  $r$ , using recent estimates of growth and natural mortality. The newer estimates of growth and natural mortality (**Figures 58 and 59**) generally supported higher levels of  $M$  and faster growth and the resulting prior distribution for  $r$  (mean 1.5) reflects this as greater probability of higher values than the prior distribution used in 2008 (mean 1.5) (**Figure 60**). In addition the new prior for  $r$  shows a more skewed distribution and much greater uncertainty reflective of encompassing higher variability around growth and natural mortality (**Appendix 4**). Priors for  $K$  (carrying capacity) were retained from the 2008 assessment and were modeled as uniform priors on  $\log(K)$  using bounds between the min and 5 times the maximum observed landings in the time period up to 2008. Note that the higher landings have been observed post-2008 but the initial settings remained the same. Subsequently model runs were conducted by doubling the upper bound on  $K$  for the East and the West.

For the 2014 assessment, 5 and 6 different BSP models were run for the Western and Eastern stocks, respectively, according to the current East and West stock definitions. Each model started from the 2008 best performing models and then the priors, CPUE indices and number of years of data were systematically varied to evaluate the influence of new data and new priors on the results (**Table 17**). The model runs conducted were: 1. Continuity using the 2008 models with the new prior to evaluate the effect of simply changing the prior; 2. New data to 2006, old prior to evaluate the influence of the new CPUE and landings data up to 2006 only; 3. New data, old prior to evaluate the effect of changing the prior and the new data; 4. New data, new prior; 5. New data, new prior but increasing the bounds on  $K$  to determine if  $K$  can actually be estimated and 6. Non-Bayesian estimation to determine if the model can converge on a frequent solution without the assistance of priors.

For the East and West models, five indices were used for each model (**Tables 13 and 14**). For the East these indices were 1. PS\_EU\_Dak\_FS 3% increase in catchability (1980-2006), 2. PS\_EU FS and FAD (1991-2012), 3. Azores BB (1963 -2012), 4. Canary BB (1980-2012) and 5. Dakar BB (1969-2012). For the West the indices used were West 1. Brazil BB, 2. US Pelagic Longline Observer Program pre 2005 and 3. post 2005; where the US pelagic longline index was split into the two time periods to account for a fleetwide switch to circle hooks and associated changes in gear configuration and catchability of skipjack 4. PS\_VEN, and 5. Larval. In the 2008 models, 8 indices were used for the East and 4 for the West. Notably for the East, the PS\_EU FS and FAD (1991-2012) index is a new standardization of combined FAD and FS purse seine data and for the West the Larval index is a new index. The parameter starting values (paramSKJ\_INIT.out) often had to be slightly adjusted for each run (**Table 18**), generally to allow for a higher starting value for  $r$ . The technical inputs remained the same for each model run.

Model performance was evaluated primarily on two bases 1) model convergence as indicated by a very high CV of the weights of the importance draws relative to the CV of the likelihood times the priors  $cv(wts)/cv(lp)$  and 2) posterior distributions for  $r$  and  $K$ . High values for the  $cv(wts)/cv(lp)$  indicates poor model convergence due to contradictory or uninformative data and is indicative of a very narrow importance function (McAllister *et al.* 1998). The second measure of performance was whether the model estimated a posterior different from the prior and whether the bounds on the prior distribution determined the result.

Model results indicate that according to the first performance metric, most models except models East 4 (E4, hereafter) and the models with no priors (E6 and W6) had relatively good convergence by having  $cv(wts)/cv(lp) < 2$  (**Table 20**). But notably model E4 with new priors and new data showed extremely poor convergence according to this metric and only by increasing the bound on  $K$  could the same model actually show good convergence. For the East, Models 2 and 3 showed some divergence from the old prior for  $r$  (**Figure 61**) and models 1,4 and 5 all showed a tendency for  $r$  to be shifted higher than the new prior (**Figure 62**). However for  $K$  both the continuity and the new models all showed a tendency for  $K$  to be concentrated towards the upper bound. When this upper bound was doubled, the posterior for  $K$  shifted higher to the upper bound. This indicates that the absolute magnitude of  $K$ , and key population metrics such as MSY are almost entirely determined by the predetermined bound on  $K$  (**Table 20**).

For the West, both models with the old prior for  $r$  showed some slight divergence from the prior (**Figure 63**), indicative of some signal in the data. For the new  $r$  prior, there were some divergent responses. For the continuity data and the new prior there was evidence of bimodality (**Figure 64**) indicative of two potential model solutions. This bimodality is reflected in the posterior estimates for  $K$  which also show evidence of two potential solutions (**Figure 64**), reflective of either a high  $K$ , low  $r$  solution or vice-versa. For models 4 and 5 (new data, new prior) there was very little divergence from the new prior for  $r$  other than some tendency for greater density at high  $r$  values. However, similar to the East, the posterior distributions for  $K$  are generally concentrated at high values close to the bounds. Furthermore, when the bound on  $\log K$  was doubled the posterior distribution values increase similarly indicating that the bounds on the prior distribution determined the result.

Model fits to indices for Eastern SKJ indicate almost no ability of the model to fit the indices (**Figure 65**). Fitted CPUE only shows a long steady decline with little evidence of any contrast in the population levels. This is reflected in less than a 10% decline in the population from virgin conditions (**Figure 67**) and very low  $F$  and  $F/F_{MSY}$  estimates over the 60 year modeled time period.

For the West there is some contrast in the estimated population trajectory and some fit to the indices (**Figures 66 and 68**). The larval index appears influential in fitting the pattern of estimated population decline between 1980 and 1985. All other indices and index fits largely show an increasing pattern since the late 1980s which has continued in recent years.

Overall both East and West BSP models appear unable to estimate the carrying capacity of the population. The primary reason for this is that the landings are increasing substantially in recent years at the same time that the indices provided to the model are also increasing or stable. Hence there is no signal in the indices that the population may be declining due to the impact of increased landings and hence the model cannot estimate the ultimate carrying capacity of the population. This is evidenced by the fact that when the maximum bound on  $K$  is increased, the estimated benchmarks increase commensurately (**Table 20**). It should be noted that the new prior for  $r$  entertains higher values of  $r$  than in 2008 and greater variability in the estimate. This translates to higher CVs on estimates of MSY and other benchmarks (**Table 20**).

#### 6.2.4 ASPIC results

ASPIC models of the Western stock had no problem converging to a solution. Residuals did not show strong autocorrelation and the proportion of bootstrap runs that failed to converge was low. Although some indices show negative correlation indicating conflicting signals these correlations were not overly high and the highest one was -0.4. Bootstrap estimates an MSY (median) of 31,370 t with 10 and 90 percentiles of 29,960 t and 32,630 t.

Corresponding estimates of  $F_{MSY}$  were 1.02 (0.78-1.25) of  $K$  61,270 t (51,690-77,560). Biomass relative to  $B_{MSY}$  at the beginning of 2014 was estimated to be 1.28 (1.21-1.33) and the fishing mortality in 2013 relative to  $F_{MSY}$  to be 0.69 (0.64-0.76). The estimated trajectory of relative biomass shows a small decrease from 1950 until 1980, then a rapid decrease between 1980 until 1987 associated with the large catches in the early 1980s. This decrease led to a period of five years where the stock was overfished. Since the 1990s the relative biomass has been gradually increasing and the stock has not been overfished since 1996. Relative fishing mortality was low prior to the 1980s, it rapidly increased to overfished status in the early 1980s but then declined quickly at the beginning and more gradually in the last ten years. The stock only suffered overfishing in the mid 1980s.

Sensitivity runs testing the effect of initial estimates of  $K$  and MSY did not lead to substantially different outcomes (**Figure 69** and **Table 21**).  $K$  estimates were always between 58,000 and 61,000 t and MSY estimates between 31,300 and 31,600 t. Sensitivity runs testing the influence of individual indices show that the Gulf of Mexico larval index is the most influential of all 5 indices. When such index is eliminated the estimates of management quantities are more optimistic with MSY increasing to 41,290, the 2014 biomass ratio increasing to 1.55 and the fishing mortality ratio decreasing to 0.43. Eliminating any of the other indices does not substantially changes the result.

The data seems therefore somewhat informative and reasonably consistent with the dynamics of a biomass dynamic production model. The relative good performance of this model is due to a combination of facts: 1) there is some reasonable contrast in the time series catch with initial increases in catch followed by declines and

further increases, 2) some CPUE indices, notably the larval index is consistent with the reported catch 3) the assumption that  $B_1/K$  is known and equal to 1.0.

In summary, ASPIC results of annual biomass relative to  $B_{MSY}$  suggest that the stock declined rapidly through the 1980s but has been gradually rebuilding since the early 1990s. Fishing mortality relative to  $F_{MSY}$  increased through the 1980s, peaking in the mid 1980s and exceeding 1.0, but declined in the decade of the 1990s below  $F_{MSY}$ . Although  $F$  may have increased in recent years it remains below  $F_{MSY}$ .

#### 6.2.5 Overview of stock status

Overall for the Western stock the suite of model results indicate that the stock is unlikely to be overexploited. This pattern was seen in the Catch-only models, the then Gedamke-Hoenig mean length model, ASPIC, and the BSP models. Estimates of MSY were between ~30,000 t (Catch-only models) and 31,000 t (ASPIC). For the BSP models, the magnitude MSY was largely determined by the bound on the prior for  $K$  with mean estimates almost doubling when the bound on the prior for  $K$  is doubled (**Table 19**). Hence they are unreliable measures of the maximum yield potential of the stock. Nonetheless, based on multi-model inference, it is not expected that the stock is overfished, and given the fact that the stock is likely to be well above  $B_{MSY}$ , annual yields above MSY should not necessarily result in an overfished condition unless yields above MSY persisted for several years. If current yields persist for several years with little discernable impact upon key indicators (mean lengths, CPUE indices, or landings) estimates of MSY might be higher than previously estimated.

Given the high potential that there could be separate Northwest and Southwest stocks and that only by considering the two areas together was there contrast in the indices, fishing effort, or in landings necessary to estimate stock productivity, there is still substantial uncertainty about the absolute level of productivity of the stock. The early Venezuelan purse-seine landings which appear to have declined due to reasons other than abundance of fish provide much of the contrast for the models. When these landings were removed and the Southwest only model run, the state-space Bayesian surplus production model and the Catch only model estimates were shifted largely to the bounds of the input priors indicating insufficient contrast to estimate the productivity of the stock. Hence there is considerable uncertainty in the absolute productivity of the stock, some of which is due to uncertainty regarding stock structure in the West.

For the East, the situation of increasing landings and increasing (Dakar BB and Canary BB) or stable (EU PS FS and FAD) CPUEs in recent years has created a dynamic situation that makes it very difficult for production models to reliably estimate MSY. This can be seen in the steadily increasing estimates of MSY from the Catch only models (**Figure 64**) with each additional year of data. For the BSP models, confounding between the increasing landings and increasing CPUE caused the model to only converge when the bounds on  $K$  (fixed at 5 times the maximum landings) were doubled, which had the effect of almost doubling the benchmark values. This coupled with the lack of fit of the BSP model to any of the indices (**Figure 65**) means that we have little confidence in production model results in this situation. What can reliably be said is that no indicator indicates that the stock is overfished. Hence, similar to the West, the high recent landings, even if above MSY, are unlikely to reduce the stock below  $B_{MSY}$  for several years, at which time the response of landings and CPUE indicators to several years of high landings could be re-evaluated.

In the East several different metapopulation structures were considered but the Catch-only model was evaluated only for the East and Southeast stock definitions (**Figure 51**). Model results only differed in the absolute magnitude of the landings and the resulting benchmarks (**Figure 52**) but not in historical pattern or current yield relative to MSY. This is not surprising as the Southeast and East stock definitions have largely the same trend in landings and the catch only model does not consider CPUE, which might differ for each stock. Hence with the same trend in landings but only a difference in magnitude, the status results are similar between the proposed Southeast and the current East stock definitions.

#### 6.3 Indicators of performance of Atlantic skipjack tuna towards developing specifically built Harvest Control Rules

Fully quantitative stock assessments for skipjack tuna are difficult to conduct and therefore, alternative methods of investigating current stock status are required. In the meeting of the ICCAT Standing Working Group for Enhancing the Dialogue between Fisheries Scientists and Managers, held in Barcelona in 2014, it was agreed to recommend considering the use of Harvest Control Rules for skipjack fisheries management and to develop the required methods for this task. As a first step towards designing applicable HCR, we explore the size based information available in ICCAT and the possible pathways to make them useful for the management of this fishery.

Size-related measures (e.g. mean length or weight; length compositions) have long been used as indicators of response to population decline (Beverton and Holt, 1957; Smith 1994). Given that catch length frequencies are among the easiest data to collect, it is valuable to know how to interpret such information in the context of providing directed fishery management advice. Here, we show preliminary estimates of the proportion of skipjack caught above their maturity size ( $P_{mat}$ ), the proportion of skipjack fish that consist primarily of fish of the optimal size ( $P_{opt}$ ), the size at which the highest yield from a cohort occurs; and  $P_{mega}$ , that demonstrate the conservation of large, mature individuals (Cope and Punt, 2009). This method was attempted in order to describe the fishery of skipjack against sustainability standards of conservation of mature and large fish.

These indicators can be used to monitor population status relative to exploitation (**Figure 70**). These metrics, added in a new term ( $P_{obj}$ ), can be monitored to avoid growth and recruitment overfishing, and their quantitative linkage to stock status is investigated, although their capacity to estimate future sustainable catches at equilibrium is limited.

The parameters were estimated from the available catch at size ICCAT database prepared during this meeting as follows:

$$P_{Mat} = \sum_{L_{mat}}^{L_{max}} P_L ; P_{Opt} = \sum_{0.9L_{opt}}^{1.1L_{opt}} P_L ; P_{Mega} = \sum_{1.1L_{opt}}^{L_{max}} P_L ; \\ P_{Obj} = P_{Mat} + P_{Opt} + P_{Mega};$$

The estimated parameters for the Eastern skipjack fishery are assessed with the decision tree shown in the paper by Cope and Punt (2009, Figure 2). The sum of the values gives the  $P_{obj}$  value, which describes the selectivity of the fishery (noted in gray boxes). Following the tree down from that branch, the corresponding value of either  $P_{mat}$  or  $P_{opt}$  is interpreted to determine whether the stock biomass (SB) is at or above the target reference point (RP), in this case 0.4 of  $B_0$ .

As a very preliminary analysis, we plot the estimated indexes with the following parameters:  $L_{mat}=42\text{cm}$  and  $L_{opt}=47\text{cm}$  (**Figure 71**). According to the decision box, the estimated  $P_{obj}$  corresponds to a fishery of “fish maturity” ogive ( $1 < P_{obj} < 2$ ), which follows Froese’s sustainability recommendations (Froese, 2004). Within the latter distinction, a  $P_{obj}$  value between 1 and 2 clearly distinguishes selectivity patterns containing some immature and suboptimally sized fish (e.g. the logistic selectivity pattern) from those for which  $P_{obj}$  is equal to 2. The used size at maturity is 42 cm (Gaertner, 2010; 2014), that is to say approximately  $0.9 L_{opt}$ . In relation to the  $P_{mat}$ , it has been ranging slightly above 0.9 (red dashed line in **Figure 71**) since the beginning of its exploitation. Following the recommendations in the work by Cope and Punt (2009) the fishery will be nearby the reference point of 0.4  $B_0$ . These size reference point estimates didn’t consider all fish caught, but the fish above the full recruitment size (40 cm).

The design of a Harvest Control Rule requires determining recommended catch and fishing mortality levels in order to lead the fishery to the desired reference point with high probability. The method preliminary presented provides benchmarks on the performance of the fishery but does not provide the specific actions to be taken for each situation. The extension of size based methods such as that presented here in order to develop applicable quantitative HCR is to be explored.

Although we have applied this method in a very preliminary manner, these and other approaches will be of great relevance to produce scientific advice on the appropriate course of action to maintain this fishery at sustainable levels. Other potential Harvest Control Rules to be contemplated for this fishery include the decision making process in a multispecies context, including the state of exploitation of yellowfin and bigeye tunas, which often accompany skipjack catch.

## 7. Recommendations

### 7.1 Research and statistics

With the aim of characterizing the fishing effort associated with the two main fishing modes (free school sets and FAD sets) used by the tropical purse seiners and baitboats, the Working Group recommended that the catch and number of sets (total and successful ones) by fishing mode (FAD and school sets) on a  $1^\circ$  square/month basis be submitted by each CPC to ICCAT.

According to Rec [2013-01], which stated that CPCs shall ensure that all purse-seiners, baitboats and supply vessels) flying their flag, when fishing in association with fish aggregating devices (FADs), shall collect and report all FAD activities in a FAD-logbook, the Working Group recommended that the information from supply be analyzed and incorporated into the standardization procedure.

Considering the volume of catch and size of tropical tunas not included in Task I and II by a number of fleets (e.g. due to landing this catch for the local African markets, as in Abidjan), the Working Group recommended that CPCs establish adequate logbook and sampling programs to ensure the total catch composition and disposition of the catch is fully quantified and reported as part of national statistic reporting obligations. The data collection of logbooks and samplings should be based on a full cooperation between the concerned CPCs and the Cote d'Ivoire scientists in charge of the *faux poisson* sampling program conducted in Abidjan.

It was noted by the participants of the meeting that fishing modes of major PS fisheries (e.g. Ghana) are classified with an unknown fishing mode in the CATDIS ICCAT file. Consequently, the WG is recommending that these unclassified catches should be assigned to FAD or free schools, based on the scientific knowledge on each fishery and periods.

In order to improve the standardization of the CPUEs of baitboats operating from Dakar, it has been suggested to include information on the vessel characteristics (size, structure, etc.) as well as the dates of the main changes in fishing practice over years (e.g. the beginning and the full use of the associated school fishing method, the implementation of the FADs, etc.). For the Canarian baitboat fishery it was suggested to investigate the years for which the fishery was stopped for commercial reasons to account for this in the standardization procedure.

Due to the uncertainty in the main biological parameters of skipjack (growth by area, natural mortality by length, etc.) and the limited information on movements and consequently on the structure of the stocks, the Working Group recommended that the working plan recommended by the feasibility study of the AOTTP (i.e. in terms of coverage of the spatio-temporal tagging experiments and range of size class at release) be fully adopted.

Taking into account the lack of updated biological data on skipjack reproduction, spawning areas and fecundity the Working Group recommended that reproductive studies on skipjack, and other tropical tunas, are carried out in the Atlantic as a matter of priority.

Owing to the multispecies nature of the tropical tuna fishery, the Working Group recommended that any exercise of skipjack HCR should take into account yellowfin and bigeye tunas in a multispecies context.

To support the SCRS recommendations for the tropical tuna fishery (SCRS Report 2013, chap. 15.2, p. 15), and bearing in mind the relevance of the information provided by the CAS to calculate several fishery indicators, length-based HCR, length-based stock assessment and to evaluate the benefits of spatio-temporal regulation measures, the Working Group recommended that the ICCAT Secretariat implements an automatic procedure to automatically elaborate yearly catch-at-size by stock and flexible spatio-temporal strata. Such a procedure should be specifically relevant for species as skipjack for which CPUEs are weakly correlated with abundance and consequently for which conventional stock assessment methods remain problematic.

## **7.2 Management advice**

Considering that not all the assessment results were available by the end of the meeting, the Group was not able to produce management advice. Therefore, the recommendations on management will be postponed for discussion at the Tropical Species Group meeting.

## **8. Other matters**

### **8.1 Presentation of the Atlantic Ocean Tropical Tuna Program (AOTTP) Feasibility Study**

The report of the Feasibility Study of the AOTTP was presented to the Group. The Feasibility Study was conducted from March to May 2014. Its objective was to verify the technical feasibility of a scientific tagging program in the Atlantic Ocean, drawing on lessons from previous experiences; and to provide details of project implementation (timetable, resources, costs) according to different scenarios. The Feasibility Study reviewed the

history and current status of the tuna fisheries in the Atlantic Ocean, including socio-economic aspects. It also studies different scenarios as well as tagging and recovery strategies and proposed activities to be implemented during the AOTTP. The main conclusion from the Feasibility Study is that a large-scale tuna tagging program in the Atlantic Ocean is feasible, and that it should be built on the experiences and lessons from the programs implemented in the Pacific and Indian oceans.

Two scenarios have been identified regarding the chartering of vessels, the first being that two vessels are chartered for the whole duration of the program, and the second being that different vessels are chartered in the main areas of the Atlantic oceans. The latter was recommended on a technical basis, keeping in mind that the logistic associated with this scenario will be much more complicated than for the first one.

Although a wide range of tags should be used to achieve the expected results of the AOTTP, *i.e.* conventional, electronic tags (internal archival and pop-up tags), sonic and chemical tags; to meet the objectives primarily conventional tagging would be used. Recovery activities shall be well planned and dedicated teams shall be deployed in ports where landings of purse seine and pole-and-line vessels are important, *i.e.* Abidjan, Tema and Dakar. For other landing sites, the program will need to work with local institutions, the private sector and other stakeholders working with the vessels.

The AOTTP is also a unique opportunity to develop capacity building activities towards developing coastal countries in the region. Capacity building activities are foreseen at three levels during the programme:

- during the tagging activities by training national scientists and technicians to tagging techniques and tagging data collection
- training in recovery data collection and sampling for the recovery activities
- organisation of workshops on tagging data analysis and their interpretation as well as translation of the scientific advice into management measures

Capacity building should be completed by partnership for students of developing countries to conduct masters and PhDs using the data gathered during the AOTTP.

The Group acknowledged the results of the Feasibility Study and approved the report. Some comments were made that statistical analyses might not have been fully taken into account in the development of the tagging strategy, and that priorities shall be defined within the expected results to adapt the tagging strategy and the type of tags to be used during the AOTTP. The Group noted that the AOTTP was a unique operation, and that such an opportunity was probably not going to be repeated before a long period of time, and that therefore a maximum of objectives shall try to be achieved. In addition, the reality of the field and the logistic imposed by the chartering of vessels does not always allow to follow a pre-designed sampling strategy. The Group also noted that one of the objectives of the tagging program are neritic or small tunas and, thus, recommended that the feasibility study include detailed plans to tag neritic tunas which will be very valuable for coastal countries and for capacity building. The Group also suggested that the program could work with some manufacturers to develop some specific electronic tags, simpler and cheaper, than the ones existing today. Such tags could provide valuable fishery-independent data.

The Group noted that the EU has expressed interest in funding part of the AOTTP, and that a funding application was engaged with DG-DevCo. However, at least 20% of the action would need to be co-funded by other contracting parties, funding agency, the private sector or NGOs. This will be a necessary condition to be able to access the EU funding if approved. The Group therefore recommended developing a strategy to contact other potential donors.

Finally, the Group recommended that some steps would need to be taken at the level of the Commission before the program starts in order to ensure its smooth implementation. In particular, the following issues should be address as soon as possible:

- vessels chartered by the program should have access to territorial waters and EEZ in order to fish for bait and tuna in the context of this scientific program
- agreements will need to be drawn with purse seine fishing nations in order to access logbook data and retrieve information such as recovery date and location of the recovery. These agreements should include confidentiality rules for the use of this data
- strong collaboration will be needed from coastal countries to participate in tagging and recovery activities

The Group also noted that the report of the Feasibility Study was only available in French at the moment of the meeting and recommended that the Secretariat translate the report in English for it to be circulated widely.

### 8.1.1 Simulations studies

#### Estimating movements from conventional tagging data

SCRS/2014/089 presented a Bayesian model that was developed based upon previous models by Hilborn (1990), Xiao (1996) and Aires-Da-Silva *et al.* (2009) to estimate movement parameters of tropical tunas from conventional tagging data. The model consisted of two parts, a population dynamics model to estimate the number of tagged fish at large in each year and area, and a tagging model to estimate the number of tags returned. The model allowed for two different regional configurations. A four region model of the entire Atlantic Ocean, separating the ocean into Northwest, Southwest, Northeast, and Southeast regions was used to estimate annual movements of bigeye tuna from historical ICCAT conventional tagging data. Movements were minimal between the Northeast and Southeast regions, but parameters were not well estimated for other regions due to the limited amount of data in the Western Atlantic. An eight region model, with statistical fishing areas based upon those from Fonteneau *et al.* (2000) representing the major fishing grounds in the Eastern Atlantic, would allow for estimating smaller scale movements observed in the tagging data. This eight region model will be appropriate for estimating skipjack movements from current tagging data, while the four region model will likely be appropriate for estimating yellowfin movements.

The Group noted that the information contained in the available tagging data was quite limited and was not providing a lot of information on movement of tropical tunas in the Atlantic Ocean, and that this was reinforcing the need to implement a tagging program to gather good data.

#### Simulation models to compare alternative study designs for tagging programmes

An update of the simulation model developed in 2013 to design tagging program was presented to the Group. An individual-based, age-structured, multi-state, capture-recapture model was constructed in R to simulate alternative study designs of an Atlantic Ocean tuna tagging program. Three processes were modelled to generate individual capture histories based on predicted probabilities of tag returns, including a tagging process, a population dynamic model to allow for natural mortality and migration of individuals amongst four geographic regions that included N. America, Europe and N. Africa, S. America, and W. Africa, and a tag recovery process from major fisheries operating in the Atlantic Ocean. The model was parameterized using fishery dynamics of one tropical tuna species, yellowfin tuna, to demonstrate utility, but the model is flexible for parameterization of any species. Three study designs were simulated to compare the predicted number of tag returns per region per 10,000 marks. The first simulation assumed conventional tagging and 5% on-board observer coverage of all fleets, the second simulation assumed conventional tagging and 50% observer coverage of select fleets, and the third simulation assumed genetic tagging and 100% genetic sampling of select fleets. The results indicated that the greatest number of tag returns was expected to occur within one year by the purse seine fisheries operating in W. Africa. Few tag returns per 10,000 marks were predicted for time periods greater than one year. The simulation demonstrated that ageing of recaptured fish was critical for the age-structured model, otherwise a more simplistic single age class model or size structured model will have to be developed. The model is very flexible and can be parameterized to include individual heterogeneity in natural mortality and migration probabilities, define seasonality and selectivity of fisheries to appropriately account for the time lag between release and recapture, and additional fleets can be included to weigh alternative tagging and resampling efforts. The simulation can be used to estimate cost to benefit ratios of alternative AOTTP study designs, and estimate trade-offs between sampling effort and parameter bias and uncertainty.

The Group noted that its recommendations from last year have been incorporated in the model, which had improved. It also noted that the model was using age, but that it could be useful to have it length-based, in particular for species where ageing from hard part such as otolith was not conclusive.

#### Insight from PREFACE & AWA on Tropical Atlantic Tuna ecology and effects on Western African fisheries economies

SCRS/2014/077 was presented to the Group. It introduced two projects, Preface (EU DG Env. FP7) and AWA (BMBF & IRD-MESR-MAEE) that will work to enhance prediction of the tropical Atlantic climate and its impact by working on the ecosystem. The Tropical Atlantic is a region of key uncertainty in the earth-climate system: state-of-the-art climate models exhibit large systematic error; large uncertainties exist in the relative

roles of internal and external factors in shaping climate change; and it is largely unknown how marine ecosystems respond to climate variability and how climate change will impact them. As a consequence, model based prediction of Tropical Atlantic climate and its global socio-economic impacts are highly uncertain on all timescales. Through these projects, European and African expertise will combine regional and global scale modelling capabilities, field experiments and observation systems to: (i) reduce uncertainties in our knowledge of the functioning of Tropical Atlantic climate, climate predictions and on climate change projections; (ii) to improve the simulation and prediction of Tropical Atlantic climate on seasonal, and longer time scales, and contribute to better quantification of climate change impacts in the region; (iii) to improve understanding of the cumulative effects of the multiple stressors of climate variability, greenhouse induced climate change, and fisheries on marine ecosystems, functional diversity, and ecosystem services in the Tropical Atlantic; (iv) to assess the socio-economic vulnerabilities and evaluate the resilience of the welfare of West African fishing communities to climate-driven ecosystem shifts and global markets. In particular to reach some of its objectives, the projects will analyse habitat properties in the area, as it is a promising approach to track differential changes in horizontal and vertical habitat utilization. Pop-up tagging of bigeye and yellowfin tuna will provide detailed behavioural data and allow for controlled experimental design without depending on uncertain fisheries tag return rates having to be applied. The Preface and AWA project have built a consortium agreement and would like to develop collaboration with ICCAT and other partners in (i) tagging experiment (pop-up) on bigeye and yellowfin tuna, (ii) dynamics of tuna prey and habitat in the context of climate change, (iii) the development of bio-economics models on tropical tuna, (iv) the retrospective analysis of time series of tuna landing (mainly skipjack), (v) the capacity building in West Africa for students, technicians and scientists and obviously try to create synergy with current and future projects related to ICCAT communities.

The Group noted that these projects could bring some valuable information for stock assessment of species with a strong link to productivity but that the best group to work with would be the Sub-committee on Ecosystems. In addition, the Group noted that some similar initiatives are being developed in the Gulf of Mexico and that these projects could work together. Regarding tagging activities, the projects are not exactly on the same timeline as the AOTTP, but the Group advised that contacts have been made with scientists having done popup tagging on tropical tuna as it is sometimes difficult to tag those species successfully and with good results.

## **8.2 *Preparing the TOR to establish a statistical CAS building procedure for the tropical tuna species (YFT, BET, SKJ)***

The Secretariat informed that, following the recommendation of the Tropical Species Group, a call for tenders was launched in May 2014 with the aim of developing both a statistical algorithm to automatically elaborate yearly catch-at-size by stock and flexible spatio-temporal strata and statistically rigorous methods for substituting missing Task II size data by accurate strata (fleet, fishing mode, time-area). In both cases documented codes in the form of an R package were requested.

The development of such procedure would provide a robust and consistent mechanism to estimate CAS and would allow the Secretariat to respond to the Tropical Species Group request of having updated the CAS of the three species (YFT, SKJ and BET) at any of the tropical stock assessment meetings.

Unfortunately no bids were received in response to this call.

The Group considered that this work is still important for the tropical species and decided to revisit the proposal during the Tropical Species Group meeting.

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

The report was adopted by correspondence and the meeting adjourned.

## References

- Aires-Da-Silva, A., Maunder, M.N., Gallucci, V.F., Kohler, N.E. and Hoey, J.J. 2009. A spatially structured tagging model to estimate movement and fishing mortality rates for the blue shark (*Prionace glauca*) in the North Atlantic Ocean. *Marine and Freshwater Research*, 60, 1029-1043.
- Anon. 2009. Report of the 2008 Yellowfin and Skipjack Stock Assessments (*Florianópolis, Brazil, July 21 to 29, 2008*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 64(3): 669-972.
- Anon. 2012. Report of the 2012 ISSF Stock Assessment Workshop: Understanding Purse Seine CPUE. ISSF Technical Report 2012-10.
- Anon. 2013. Report of the 2012 Meeting of the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods (Madrid, Spain - April 16-20, 2012). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 69(3):1354-1426.
- Anon. 2014. Report of the 2013 Tropical Tuna Species Group Intersessional Meeting (Tenerife, Spain - March 18-21, 2013). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70().
- Beverton, R.J.H., Holt, S.J. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. *Fishery Invest.*, Lond., Series 2, 19. 533 p.
- Cayré P., Farrugio H., 1986, Biologie de la reproduction du listao (*Katsuwonus pelamis*) de l'océan Atlantique. In: Symons, P.E.K., Miyake, P.M., Sakagawa, G.T. (Eds.), Proc. ICCAT conference on the international skipjack year program, Madrid, pp. 252-272.
- Cope, J.M. and A. E. Punt, 2009. Length based reference points for data-limited situations: Applications and restrictions.
- Fonteneau, A., Ariz, J., Gaertner, D., Nordstrom, V. and Pallares, P. 2000. Observed changes in the species composition of tuna schools in the Gulf of Guinea between 1981 and 1999, in relation with the Fish Aggregating Device fishery. *Aquatic Living Resources*, 13, 253-257.
- Froese, R. 2004. Keep it simple: three indicators to deal with overfishing. *Fish and Fisheries*, 5: 86-91.
- Gaertner, D. 2010. Estimates of historic changes in total mortality and selectivity for eastern Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*) from length composition data. *Aquatic Living Resources*, 23, 3-11.
- Gaertner, D. 2014. Indirect estimates of natural mortality rates for Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*) using life history parameters. SCRS/2014/073.
- Gaertner, D., Delgado de Molina, A., Ariz, J., Pianet, R., and Hallier, J.-P. (2008) Variability of the growth parameters of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) among areas in the eastern Atlantic: Analysis from tagging data within a meta-analysis approach. *Aquat Living Resour.* 21: 349-356.
- Gaertner D., Fonteneau A., and Laloe F. 2001. Approximate estimate of the maximum sustainable yield from catch data without detailed effort information: application to tuna fisheries. *Aquat. Living Resour.* 14: 1-9.
- Gedamke, T., and J.M. Hoenig. 2006. Estimating Mortality from Mean Length Data in Non-equilibrium Situations, with Application to the Assessment of Goosefish. *Trans. Amer. Fish. Soc.* 135:476-487.
- Hallier, J.P., and Gaertner, D. (2006) Estimated growth rate of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) from tagging surveys conducted in the Senegalese area (1996-1999) within a meta-analysis framework. Col. Vol. Sc. Pap. ICCAT, 59(2): 411-420.
- Hilborn, R. 1990. Determination of Fish Movement Patterns from Tag Recoveries using Maximum Likelihood Estimators. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 47, 635-643.

- Ingram, G. W., JR., W. J. Richards, J. T. Lamkin, B. Muhling. 2010. Annual indices of Atlantic bluefin tuna (*Thunnus thynnus*) larvae in the Gulf of Mexico developed using delta-lognormal and multivariate models. *Aquat. Living Resour.* 23:35–47.
- Martell, S. and R. Froese. 2012. A simple method for estimating MSY from catch and resilience. *Fish and Fisheries*, 14(4), 504-514.
- Maunder M., 2001. Growth of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the eastern Pacific Ocean, as estimated from tagging data. *Bull. IATTC* 22, 2: 95-131.
- Maunder, M. and Punt A. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches *Fisheries Research* 70 (2), 141-159.
- McAllister, M.K., G.P. and Kirkwood. 1998. Using Bayesian decision analysis to help achieve a precautionary approach to managing newly developing fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 55: 2642–2661.
- McAllister, M. K., E. K. Pikitch and E. A. Babcock. 2001. Using demographic methods to construct Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 58:1871-1890.
- McAllister, M.K., G.P. and Kirkwood. 1998. Using Bayesian decision analysis to help achieve a precautionary approach to managing newly developing fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 55: 2642–2661.
- Pagavino, M., y Gaertner, D. (1995) Ajuste de una curva de crecimiento a frecuencias de tallas de atún listado (*Katsuwonus pelamis*) pescado en el mar Caribe suroriental. *Coll. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 44(2): 303-309.
- Prager, M. H. 1992. ASPIC: A Surplus-Production Model Incorporating Covariates. *Coll. Vol. Sci. Pap., Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas (ICCAT)* 28: 218–229.
- Prager, M. H. 1994. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. *Fish. Bull. (U.S.)* 92: 374–389.
- Prager, M. H., C. Phillip Goodyear, and G. P. Scott. 1996. Application of a surplus-production model to a swordfish-like simulated stock with time-changing selectivity. *Trans. AFS* 125:729-740.
- Quinn, T.J., and R.B. Deriso. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Biological Resource Management Series. ISBN: 9780195076318. 560pp.
- Then, A. 2014. Studies of Mortality Estimation for Data-limited Fisheries. PhD dissertation, College of William and Mary.
- Torres-Irineo, E., Gaertner, D., Chassot, E., Dreyfus-León, M. 2014. Changes in fishing power and fishing strategies driven by new technologies: The case of tropical tuna purse seiners in the eastern Atlantic Ocean. *Fishery Research*, 155: 10-19.
- Schaefer, M. B. 1957. A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. *Inter-Am. Trop. Tuna Comm. Bull.* 2: 247–268.
- Scott G., Lopez J., 2014. The use of FADs in tuna fisheries. Directorate-general for Internal Policies, Policy Department B: Structural and cohesion policies, European Parliament, IP/B/PECH/IC/2013-123, pp. 70.
- Smith, T.D. 1994. Scaling fisheries: the science of measuring the effects of fishing, 1855-1955. Cambridge University Press.
- Vilela M.J.A., Castello J.P., 1991, Estudio de la edad y del crecimiento del barrilete *Katsuwonus pelamis*, en la region Sur y Sudeste de Brasil. *Frente Marit.* 9, 29-35.
- Walter J., Cass-Calay S. 2012. Identifying biologically implausible interannual variability in CPUE indices; with application to Atlantic yellowfin tuna. SCRS/2012/039.

Wang X., Chen Y., Truesdell S., Xu L., Cao J., Guan W., 2014. The Large-Scale Deployment of Fish Aggregation Devices Alters Environmentally-Based Migratory Behavior of Skipjack Tuna in the Western Pacific Ocean. PlosOne 9(5) 6p.

Xiao, Y. 1996. A framework for evaluating experimental designs for estimating rates of fish movement from tag recoveries. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 53, 1272-1280.

# RAPPORT DE LA RÉUNION ICCAT D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO DE L'ATLANTIQUE EST ET OUEST DE 2014

(Dakar, Sénégal, du 23 juin au 1<sup>er</sup> juillet 2014)

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

La réunion a été tenue à Dakar, Sénégal, du 23 juin au 1<sup>er</sup> juillet 2014. Le Secrétaire général du ministère de la pêche et de l'économie maritime du Sénégal, M. Oumar Ndiaye, a inauguré la réunion et a souhaité la bienvenue aux participants. La Dre Pilar Pallarés, au nom du Secrétaire exécutif de l'ICCAT, a remercié le gouvernement du Sénégal d'accueillir la réunion et de fournir toute la logistique.

Le Dr Daniel Gaertner (UE-France), le rapporteur du groupe d'espèces sur le listao (SKJ), a présidé la réunion. Le Dr Gaertner 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 9
H. Murua, A. Delgado de Molina	Point 2
G. Scott, C. Palma	Point 3
A. Fonteneau, J. Pereira	Point 4
C. Brown, D. Die, H. Andrade	Point 5
J. Walter, M. Lauretta, G. Merino	Point 6
D. Gaertner	Point 7
J. Million, D. Gaertner	Point 8

## 2. Examen des données biologiques historiques et nouvelles données sur le listao

Le listao est une espèce grégaire que l'on trouve en bancs dans les eaux tropicales et subtropicales des trois océans. Le listao est l'espèce dominante sous dispositifs de concentration des poissons (DCP), où il est capturé en association avec des juvéniles d'albacore, de thon obèse et avec d'autres espèces de la faune épipélagique. Le listao connaît une maturité précoce (environ à la première année de vie), une forte fécondité et il se reproduit de façon opportuniste tout au long de l'année dans les eaux tempérées de plus de 25°C (Cayré et Farrugio, 1986). On pense que la maturité du listao est plus rapide et que sa durée de vie plus courte que celle de l'albacore (Maunder, 2001).

L'utilisation croissante des DCP depuis le début des années 90 a modifié la composition spécifique des bancs libres. On constate, en effet, que les bancs libres d'espèces mixtes étaient nettement plus fréquents avant l'introduction des DCP. De plus, l'association aux DCP pourrait également avoir un impact sur la biologie (ration alimentaire, taux de croissance, embonpoint des poissons) et sur l'écologie (taux de déplacement, orientation des mouvements) du listao et de l'albacore.

Le tableau ci-dessous résume les paramètres biologiques adoptés par le SCRS et utilisés dans les évaluations de 2014 du listao de l'Atlantique (Est et Ouest) reposant sur l'information présentée à la réunion sur la croissance, la mortalité et d'autres paramètres biologiques.

**Listao (Est & Ouest)**

Paramètre	Évaluation de 2008	Évaluation de 2014
Mortalité naturelle	Mortalité naturelle de 0,8 postulée pour tous les âges	$L < 15 \text{ cm} : 12,01 * \text{Exp}((-0,08*L)+(0,0005*L^2))+1,77$ $L > 15 \text{ cm} : 12,01 * \text{Exp}((-0,08*L)+(0,0005*L^2))$ Extrait du tableau 6, Gaertner 2014 (Est et Ouest)
« Date de naissance » postulée des poissons d'âge 0	14 février (environ le milieu de la saison forte de reproduction).	14 février (environ le milieu de la saison forte de reproduction).
Groupe plus	Âge 5+	Âge 5+
Taux de croissance	$L (\text{cm}) = 94,9 * [1 - \exp(-0,340 * t)]$ (Ouest) - Pagavino et Gaertner (1995) $L (\text{cm}) = 97,258 * [1 - \exp(-0,251 * t)]$ (Est) - Hallier et Gaertner (2006)	Pour le modèle de production bayésien par bootstrap, extrait de : Chu Vien Tinh, 2000 ; Tanabe <i>et al.</i> , 2003 ; Chur et Zharov, 1983 ; Yao 1981 dans Wild et Hampton, 1994 ; Uchiyama et Strushaker, 1981 ; Chi et Yang 1973 dans Wild et Hampton, 1994 ; Joseph et Calkins, 1969 extrait du tableau 3 de Gaertner 2014.
Poids à l'âge	$W(\text{kg}) = 7,480 \times 10^{-6} * FL (\text{cm})^{3.253}$ (tout l'Atlantique)	$W(\text{kg}) = 7,480 \times 10^{-6} * FL (\text{cm})^{3.253}$ (tout l'Atlantique)
Calendrier de maturité	Postulée être en arête vive au début de l'âge 2.	Un modèle à trois lignes, fixé à zéro pour les âges de 0 à 6 mois, augmentation linéaire à un taux de 0,125 (1/8) de 7 à 14 mois, et fixé à un pour 14 mois et + (Ouest et Est).

## 2.1 Croissance

Le document SCRS/2014/075 se penche sur la croissance du listao dans l'Atlantique Est, incluant les connaissances actuelles, les incertitudes concernant la croissance du listao et les informations sur la croissance recueillies dans le cadre de programmes de marquage dans l'Atlantique et d'autres océans. Les données des marques récupérées des listaos dans l'Atlantique semblent être les données les plus utiles pour évaluer la croissance, même si les données de marquage sont limitées en termes de couverture géographique, nombre de marques, durée limitée en liberté et gamme de tailles des poissons marqués. La croissance beaucoup plus rapide du listao qui a été observée dans les eaux tempérées de l'Atlantique (Gaertner *et al.* 2008) est expliquée à titre provisoire. Le document conclut que le modèle de croissance von Bertalanffy pourrait ne pas être le modèle le plus à même de décrire la croissance du listao, en raison de la croissance rapide pendant la phase de pré-recrutement (entre la naissance et 40 cm) et car les poissons dépassant cette taille pourraient présenter différents taux de croissance du listao d'une zone à l'autre (p.ex. migration saisonnière vers des eaux tempérées et équatoriales). La croissance en deux stances a également été observée en ce qui concerne le listao dans d'autres océans. Le groupe s'est demandé si les modifications des taux de croissance par zone pourraient s'expliquer par différentes populations ou différents taux de croissance (équilibre entre la croissance et la reproduction) entre les zones. Le groupe est tombé d'accord sur le fait que différents taux de croissance pourraient être l'explication la plus plausible. Le groupe a fait remarquer que seul un modèle de croissance est nécessaire si seul un stock est considéré pour l'Est et, dans ce cas, le groupe a convenu que la courbe de croissance devrait être celle présentée dans ce document en postulant une croissance rapide du listao de <40cm et une croissance moyenne pour des spécimens plus grands entre les taux de croissance de zones équatoriales et tempérées. Si plus d'une zone est utilisée pour le stock oriental du listao, il convient d'utiliser différentes courbes de croissance pour les zones tempérée et équatoriale.

Une présentation de l'estimation de la croissance du listao fondée sur les informations des marques récupérées indique que, même si de précieuses informations sur les petites tailles existent, relativement peu d'informations provenant des marques récupérées sont disponibles au sujet de listaos plus grands afin de documenter les estimations de  $L_{\infty}$ , ce qui a abouti à une erreur standard élevée de  $L_{\infty}$  et à des solutions instables pour  $L_{\infty}$  parmi les bootstraps avec certaines estimations biologiquement invraisemblables dans certaines itérations (**figure 1**). Les auteurs ont proposé des solutions et de nouvelles orientations futures dans le but d'améliorer la courbe de croissance du listao, telles que l'application d'autres bootstraps incluant le rééchantillonnage des valeurs résiduelles (afin de maintenir les tailles d'échantillonnage des poissons de plus grandes tailles et de plus longues périodes de liberté), l'utilisation des modèles bayésiens incluant des distributions a priori de  $L_{\infty}$  et  $k$  et d'inclure l'estimation du stock et de la variabilité saisonnière (Gaertner *et al.* 2008).

Le groupe a fait remarquer que, dans le cas des modèles bayésiens de production excédentaire, la formulation d'un prior sur la base d'un taux intrinsèque de croissance de la population «  $r$  » était nécessaire et le groupe a convenu que cela pourrait être obtenu en analysant le cycle vital de la distribution de  $k$  et  $L_\infty$ , en incluant l'incertitude dans leur estimation (les estimations sont présentées à l'**Appendice 4**).

## 2.2 Mortalité naturelle

Le document SCRS/2014/073 présente des estimations indirectes des taux de mortalité naturelle du listao de l'Atlantique reposant sur les paramètres du cycle vital. Dans ce document,  $M$  est estimée pour l'ensemble de la population et par classes de taille en utilisant 7 et 4 estimateurs différents, respectivement, et en appliquant le rééchantillonnage Monte Carlo pour tenir compte de l'incertitude des paramètres du cycle vital. Après avoir omis les estimations de l'un des estimateurs de la  $M$  de l'ensemble de la population jugé trop faible en ce qui concerne la valeur de  $Z$  dérivée d'une méthode de longueur moyenne et conformément à l'état des stocks du listao actuellement admis, la moyenne des 6 estimateurs de  $M$  a été calculée et une  $M$  globale a été estimée à 1,27 (95% C. I., 1,04 - 1,52). Les quatre estimateurs de  $M$  par tailles ont ensuite été combinés avec la  $M$  globale afin d'estimer une  $M$  par tailles ré-échelonnée comme suit : en supposant que la  $M$  globale décrit la mortalité naturelle pour les classes de tailles les plus représentatives de listao dans la capture (par exemple la classe de 40-45 cm longueur à la fourche), une  $M$  par tailles relative a été calculée en divisant chaque  $M$  par tailles par la valeur de  $M$  à 40-45 cm de longueur à la fourche. Ces  $M$  par tailles relatives ont été ré-échelonnées au niveau de l'estimation complète de  $M$  et leur moyenne a été calculée entre les 4 équations de manière à fournir un seul vecteur de mortalité naturelle par tailles (**figure 2**). La combinaison de l'estimateur fixe de  $M$  pour l'ensemble de la population et de  $M$  par tailles permet d'intégrer plusieurs méthodes et fournit un vecteur de mortalité naturelle par tailles qui illustre plus précisément la diminution de la mortalité par tailles que la simple valeur constante de 0,8 utilisée habituellement dans les évaluations des stocks de listao de l'ICCAT.

Le groupe a fait remarquer que la valeur de la mortalité par tailles estimée dans ce document est plus élevée que la  $M$  postulée actuellement dans le cas de l'ICCAT et est identique dans le cas des autres ORGP thonières. Par conséquent, le groupe a convenu d'utiliser les valeurs récemment estimées (SCRS/2014/073) pour l'évaluation actuelle des stocks.

Une présentation des estimateurs reposant sur les tailles des taux de mortalité a fourni un aperçu des progrès récents en matière d'estimation des taux de mortalité sur la base des données de longueur moyenne, comprenant l'utilisation des informations auxiliaires sur l'effort de pêche, les taux de capture et la capture. Sur la base de l'estimateur en conditions d'équilibre reposant sur un seul échantillon de Beverton-Holt du taux de mortalité totale, Gedamke et Hoenig (2006) ont pu développer un estimateur des taux de mortalité totale ( $Z$ ) pour une période donnée utilisant une série temporelle d'observations de longueur moyenne. Ce modèle ne nécessite pas de conditions d'équilibre (taux de mortalité constante dans le temps). L'incorporation de données sur l'effort de pêche dans le modèle de Gedamke-Hoenig est particulièrement intéressante. Pour chaque année, le taux de mortalité totale peut être paramétrisé comme  $q f + M$ ,  $q$  étant le coefficient de capturabilité,  $f$  l'effort de pêche et  $M$  le taux de mortalité naturelle. Le problème de l'estimation des taux de mortalité pour une année donnée devient alors l'estimation de deux paramètres uniquement,  $q$  et  $M$ . Il est intéressant de noter que les estimations de  $Z$  sont beaucoup plus fiables que les estimations de  $q$  et  $M$ . Lorsque l'effort n'est pas connu, il est possible de le remplacer dans le modèle de la manière suivante : effort effectif = prise totale / prise par unité d'effort. Un nouveau modèle est en cours de développement, dans lequel le modèle reposant sur la taille moyenne et l'effort est combiné à un modèle de production excédentaire.

Le groupe applaudit la présentation et les informations soumises, mais a posé des questions au sujet de l'applicabilité de cette méthodologie au listao compte tenu de l'absence de prospections de recherche directe, de la difficulté de diviser l'effort des senneurs en bancs sous DCP et bancs libres et des changements de longueur moyenne pour des espèces à brève durée de vie telles que le listao pour lequel la capture est fondée sur le recrutement, ce qui peut indiquer des changements de recrutement plutôt que des changements de  $Z$ . Dans le cas des méthodes applicables aux espèces à brève durée de vie, une relation entre la longueur moyenne et  $Z$  est nécessaire, car si la longueur moyenne n'explique que les changements du recrutement (ou de la disponibilité), la méthode ne fonctionne pas. Le groupe a décidé de réaliser un exercice d'estimation de la longueur moyenne des stocks de listao de l'Est et de l'Ouest en utilisant une longueur moyenne standardisée GLM des différentes flottilles. Le groupe a constaté que la longueur moyenne ne présente pas de changements significatifs pendant la période étudiée, tant des spécimens du stock de l'Est que de l'Ouest, ce qui peut être considéré comme un bon indicateur de l'état du stock. Toutefois, il faut tenir compte du fait que les légères modifications de la taille moyenne du listao peuvent affecter considérablement la mortalité totale de l'espèce (Gaertner 2010).

Une présentation a été réalisée sur les récents travaux de recherche sur les estimateurs empiriques du taux de mortalité naturelle ( $M$ ) reposant sur les caractéristiques du cycle vital. Dans cette présentation, les estimateurs du taux de mortalité naturelle ont été comparés en analysant les résultats de leurs prévisions des estimations indépendantes du taux de mortalité naturelle de la littérature. Un jeu de données de 215 espèces de poissons a été compilé. Celui-ci se composait des facteurs suivants pour chaque espèce : une estimation indépendante et directe de  $M$ , une estimation de l'âge maximal ( $t_{max}$ ), les paramètres de croissance von Bertalanffy ( $K$  et  $L_\infty$ ) et la température moyenne de l'eau. Une validation croisée en 10 partitions a été utilisée pour prédire les valeurs de  $M$ . Des méthodes empiriques fondée sur  $t_{max}$  donnaient de bien meilleurs résultats que l'approche de Alverson-Carney fondée sur  $t_{max}$  et  $K$ , qui en revanche donnaient de bien meilleurs résultats que les estimateurs fondés sur  $K$ , ou  $K$  et  $L_\infty$ , et la température moyenne de l'eau. Le meilleur estimateur au sein d'une classe (p.ex. des estimateurs basés uniquement sur  $t_{max}$ ) était difficile à déterminer. Then *et al.* (en cours de révision) recommandent qu'un estimateur basé sur  $t_{max}$  soit utilisé plutôt qu'un estimateur basé sur des paramètres de croissance ou des paramètres de croissance et la température de l'eau. Il semblerait que les meilleurs estimateurs sont les suivants :  $M = 4,899 t_{max}^{-0.916}$ , erreur de prévision = 0,32 et  $M = 4,118 K^{0.73} L_\infty^{-0.33}$ , erreur de prévision = 0,6. La combinaison des estimateurs fondés sur  $t_{max}$  et des paramètres de croissance en tant que moyenne pondérée ne semble pas présenter d'avantage par rapport à l'utilisation d'un estimateur fondé uniquement sur  $t_{max}$ .

Le groupe a demandé, lorsqu'une estimation empirique de  $M$  est disponible, s'il ne serait pas préférable d'utiliser une estimation empirique ou la régression linéaire basée sur  $t_{max}$  afin d'éviter une erreur de processus/d'estimation. L'auteur de la présentation a fait observer que la valeur empirique, si disponible, serait préférable pour autant que les données/la méthodologie appliquées à l'estimation soient bonnes. En supposant que la  $t_{max}$  du listao est de 6 ans, l'estimateur de  $t_{max}$  estime que  $M$  s'élève à environ 0,8, ce qui correspond au niveau de  $M$  utilisé dans l'évaluation antérieure.

### **2.3 Écologie (c.-à-d. effet des DCP sur l'écologie et l'environnement du listao)**

Le groupe s'est penché sur quelques aspects relatifs à l'écologie du listao. Un document récent (Wang *et al.*, 2014) comprenant des données du Pacifique, portant sur l'influence des DCP sur le listao, a été présenté. Ce document démontre que le centre gravitationnel longitudinal des prises de listao sous DCP est moins affecté par des phénomènes ENSO de grande envergure que le centre gravitationnel longitudinal des prises sur bancs libres. Toutefois, les auteurs n'ont utilisé que des informations de capture n'incluant pas l'effort et /ou le comportement de pêche, ce qui peut être une hypothèse importante altérant l'interprétation des résultats de l'étude.

Le groupe a constaté que de nombreux documents étudiant le même sujet sous un angle différent ont été examinés lors de l'atelier sur les madragues écologiques tenu en janvier 2014 à Sète (France). Par conséquent, le groupe a recommandé qu'un examen exhaustif de la littérature soit réalisé pour la prochaine réunion, afin de pouvoir débattre des effets probables des DCP sur la biologie, l'écologie et les mouvements du listao et de l'albacore.

### **2.4 Révision de la structure des stocks de listao (2 composantes par opposition à 5)**

Le document SCRS/2014/073 présente des informations sur les schémas de déplacement et la structure du stock du listao dans l'Atlantique dans le but d'évaluer le nombre de stocks de listao dans l'océan Atlantique. Le document aborde les mouvements du listao observés dans l'océan Atlantique sur la base d'une analyse des données de pêche (prises par taille en strates spatio-temporelles), des données environnementales (principalement la température à la surface de l'eau, SST) et des données des marques récupérées de listao depuis 1970. Son objectif consistait à évaluer la validité et les limites de l'hypothèse de deux stocks utilisée actuellement par l'ICCAT. Lorsque les déplacements saisonniers Nord-Sud du listao sont clairs, l'étendue de ceux-ci est relativement limitée, présentant une distance moyenne inférieure à 500 miles entre les lieux de marquage et de récupération de la marque, les récupérations de listao n'ayant été observées que très rarement à des distances supérieures à 1.500 miles (1% des récupérations). Compte tenu de ces déplacements limités, les auteurs ont conclu que la population du listao est relativement visqueuse dans l'Atlantique et que la probabilité de mélange entre le listao de l'Atlantique Nord et Sud est très faible. Les auteurs ont recommandé de procéder au marquage des listaos afin d'améliorer les connaissances actuelles limitées sur les déplacements de cette espèce. Même si les auteurs ont conclu que les deux hypothèses indépendantes actuelles (Est et Ouest) sont réalistes à des fins de gestion, ils ont recommandé que les indicateurs de pêches et des stocks, et probablement les futures méthodes d'évaluation des stocks, soient structurés en zones plus petites et plus homogènes. À titre d'exemple, sept stratifications de zone sont recommandées pour l'analyse actuelle des indicateurs du stock (**figure 3**).

Le document présentait également la répartition géographique moyenne des prises de listao par rapport à la température de l'eau, notamment la répartition des prises dans des eaux chaudes de plus de 25° et dans des eaux tempérées dont la SST est inférieure à 25° (**figure 41**). La strate spatio-temporelle où le listao est capturé située dans des eaux froides pourrait constituer la principale zone d'alimentation alors que les zones des captures dans les eaux chaudes pourraient correspondre à la principale zone de frai du listao. Il convient également de noter que les prises de listao dans les eaux froides (<25°) dans la zone du Cap Lopez pendant la principale saison de pêche (troisième trimestre) sont relativement artificielles : ces prises sont réalisées dans des zones frontales qui ne peuvent pas être identifiées dans l'analyse par trimestre-5° utilisé pour élaborer cette figure. La zone de pêche de listao du Cap Lopez pourrait facilement être classée comme zone d'eaux chaudes.

Le groupe a fait remarquer que l'une des raisons expliquant les déplacements limités observés dans l'Atlantique par rapport aux autres océans pourrait être (i) le nombre limité de marquages dans l'Atlantique Ouest et (ii) le faible taux de récupérations de marque à long terme (nombre très restreint par rapport à d'autres océans), ce qui peut affecter la conclusion concernant la distance parcourue par le listao dans l'Atlantique. Sur la base du faible taux d'échange de part et d'autre de 10°N de latitude, comme le montrent les données de marquage, le groupe s'est également interrogé sur la possibilité de l'existence de deux unités de gestion limitées à 10°N. La raison expliquant ceci repose sur le fait que le stock du Nord ne pourrait pas s'auto-suffire car le frai a lieu dans les eaux équatoriales (au sud de 10°N). Le groupe a accueilli favorablement l'examen réalisé et a convenu de faire reposer l'avis de gestion sur la structure actuellement adoptée de deux stocks (Est et Ouest), de développer des indicateurs des pêcheries pour des zones plus petites (**figure 3**) ainsi que de réaliser, à titre d'exercice, une évaluation des stocks avec une autre structure des stocks (Atlantique Sud-Ouest par opposition à la zone équatoriale de l'Atlantique Est).

### 3. Examen des informations directes sur les pêcheries

Cette section décrit la situation actuelle des statistiques de la prise nominale de la Tâche I (T1NC), la prise et l'effort de la Tâche II (T2CE) et les informations sur les tailles de la Tâche II (T2SZ) dont on disposait pour l'évaluation. Cette section décrit également les révisions, les corrections et les estimations préliminaires des données de la Tâche I et Tâche II réalisées en 2013 et adoptées par le groupe à des fins d'évaluation.

Les ajustements correspondants apportés aux estimations préliminaires du Secrétariat de CATDIS (de 1950 à 2012) et de la CAS (de 1969 à 2013) sont également détaillés dans la présente section, car une description générale des informations de marquage du listao était disponible pour l'évaluation.

Plusieurs documents ont été présentés au groupe. Ceux-ci mettaient à jour des informations sur les pêcheries qui se sont traduites par des prises de listao de l'Atlantique. Ces documents sont brièvement décrits ci-dessous.

Le document SCRS/2014/034 fournissait des données sur les prises accessoires de listao (*Katsuwonus pelamis*) réalisées par les flottilles de surface (ligneurs et canneurs) de l'UE-Espagne ciblant le germon (*Thunnus alalunga*) dans les zones de pêche du golfe de Gascogne et de l'Atlantique Nord-Est. Les statistiques de capture mensuelle et des échantillons de longueur à la fourche ont été recueillies dans les principaux ports de débarquement le long de la côte septentrionale espagnole pendant les saisons de pêche estivales de 2005 à 2012. De manière générale, moins de 100 t par an ont été capturées par cette pêcherie entre 2005 et 2010, mais ce niveau s'est élevé à 240 t et 336 t en 2011 et 2012 respectivement. Le groupe a souligné la contribution et a convenu que les données de capture et de fréquences de tailles devraient être saisies dans la base de données de l'ICCAT.

Le document SCRS/2014/076 présentait les statistiques disponibles des années 2010-2013 des thoniers battant le pavillon de la Guinée en haute mer. Seules les données des carnets de pêche de 2012 et 2013 sont complètes, celles-ci comprennent des informations sur l'effort, la prise et les débarquements dans les conserveries et sur le marché local à Abidjan. Les statistiques reposaient sur les données des carnets de pêche, les échantillonnages de tailles réalisées à bord après la capture, au moyen du processus européen de validation des données (AVDTH) ainsi que le suivi des poissons débarqués vendus sur le marché local (p.ex. les prises accessoires) à Abidjan. La flottille guinéenne se composait de trois navires en 2013. La flottille pêche principalement sous objets flottants (86% des opérations sous DCP pendant la période 2010-2013) et se concentre essentiellement dans la région située à 2° de latitude nord et 2° de longitude est. Les prises de thonidés se sont élevées à 11.423 t en 2012 et à 8.515 t en 2013, et il a été estimé que 86% de ces prises étaient composées de listao, 10% d'albacore et 4% d'un mélange de thon obèse, de germon et d'autres espèces. Des volumes relativement élevés de cette production ont été vendus sur le marché ivoirien : 1.320 t (en 2010), 4.015 t (en 2011), 6.514 t (en 2012) et 4.600 t (en 2013),

soit près de 50% de la production totale. Lors du premier traitement des données, plusieurs questions ont surgi et celles-ci devraient être résolues à l'avenir. Au nombre de celles-ci, citons le classement des opérations déclarées sur bancs libres, la composition des espèces et les structures de tailles par espèce. Le groupe a accueilli favorablement les données fournies par les auteurs et a recommandé de poursuivre le suivi et l'analyse des données guinéennes et de faire rapport à ce sujet aux prochaines réunions.

Les documents SCRS/2014/078, 079 et 080 fournissaient des résumés sur la prise et l'effort récents des senneurs tropicaux de l'UE-Espagne, des canneurs des îles Canaries et des senneurs et des canneurs des flottilles européennes et associées. Ces documents récapitulent le solde statistique des flottilles de senneurs et de canneurs européens et assimilés de 1991 à 2013 (**figure 4**). Le document présente des indications sur les caractéristiques des flottilles (type de pêcherie par catégorie), l'effort de pêche par type et catégorie de taille des navires, nombre de carrés de 1° visités par la flottille par année pendant la période, les prises, l'effort et la CPUE par espèce pour les senneurs et les canneurs, ainsi que le poids moyen individuel par espèce et par engin. Des cartes de pêche sont également présentées indiquant le déploiement des flottilles dans l'Atlantique, ainsi que la distribution spatio-temporelle des prises des senneurs européens et assimilés en 2013 par rapport au scénario moyen de 2008-2012. Le groupe a applaudi le travail de compilation des documents et a fait remarquer que les informations qu'ils contiennent constituent une solide base pour la réalisation du travail du groupe.

Le document SCRS/2014/088 présentait un aperçu de la prise et de l'effort et des données de tailles du Ghana de la période 2006-2012. Des estimations similaires pour la période 1973-2005 ont été réalisées en 2013. Cet examen a fait apparaître que les prises de listao réalisées par les flottilles ghanéennes étaient vraisemblablement beaucoup plus élevées, supérieures de 28%, de l'ordre de 12.000 tonnes/an en moyenne pour la période 2006-2012, par rapport à ce qui avait été estimé préalablement (**figure 5**). Le groupe a convenu que les données du SCRS/2014/088 constituent les meilleures informations disponibles et que celles-ci devraient être saisies dans la base de données de l'ICCAT. Il a toutefois été fait remarquer que le volume important d'informations de fréquences de tailles concernant la flottille ghanéenne pour cette période n'a pas été utilisé pour estimer la composition globale des tailles des captures, une déficience que le groupe a recommandé de résoudre à l'avenir.

Le document SCRS/2014/063 présentait un résumé des données recueillies (quantités par type de navires et pavillons, composition par espèce, structure des tailles) depuis 1982 concernant les prises débarquées par les pêcheries de thonidés à Abidjan et vendues sur le marché local. Les débarquements de faux poissons entre 1982 et 2013 au port de pêche d'Abidjan ont été estimés. Se chiffrant à plus de 30.000 t, les débarquements totaux ont chuté à 22.306 t en 2013. Les faux poissons débarqués par les senneurs s'élevaient à 18.134 tonnes en 2013, ce qui représente 81,2% du montant total de 2013 (**figure 6**). Ces dernières années, le listao composait plus de 30% des débarquements des prises accessoires, suivi par les thonidés mineurs (thonine commune et auxide, **figure 7**). Le groupe a de nouveau constaté que les estimations de faux poissons attribuées à la flottille ghanéenne pourraient donner lieu à une double comptabilisation du listao car quelques spécimens de cette espèce sont mesurés lors de l'échantillonnage à Tema. Nonobstant, la proportion exacte de la prise mesurée à Tema n'est pas connue et le groupe a recommandé d'incorporer les estimations totales de faux poissons dans les tableaux de prise par taille utilisés à des fins d'analyse postérieure, mais sans les attribuer à un pavillon.

### **3.1 Tâche I (captures)**

Le Secrétariat a présenté les données les plus récentes de T1NC concernant les deux stocks de listao au groupe en informant que la plus grande partie des données de 2013 n'a pas été soumise au Secrétariat dans les délais impartis. Néanmoins, grâce à la réaction rapide du président du groupe et du Secrétariat, une demande urgente des données manquantes a été lancée aux CPC de l'ICCAT. Cette action a permis (à quelques exceptions près) d'incorporer toutes les informations fournies pendant la dernière semaine dans le système de base de données de l'ICCAT et de faire partie des données présentées. D'autres séries de T1NC ont été présentées le premier jour de la réunion (BB et PS du Ghana de 2006 à 2012, PS de la République de Guinée de 2010 à 2013). Après avoir délibéré, le groupe a décidé d'accepter, d'intégrer et d'utiliser toutes les informations disponibles jusqu'à la fin du premier jour de la réunion. Au terme de cette période, presque toutes les principales pêcheries (à l'exception du Brésil et du Venezuela ciblant le listao de l'Ouest) ont été complétées au titre de 2013.

Le groupe a révisé l'ensemble de la série de capture de T1NC, apporté quelques corrections et réalisé quelques estimations préliminaires. Les plus importantes étaient :

- Maroc - Prise de 2012 des palangriers combinée à celle réalisée à la ligne à main, aucun changement des totaux.
- Côte d'Ivoire - Prise de 2011 au filet maillant corrigée avec la moyenne de 2010 et 2012.
- Ghana - Prise des canneurs et senneurs entièrement révisée de 2006 à 2012 (SCRS/2014/088). Prises provisoires de 2013 estimées comme une moyenne de 3 ans (2010-2012).
- République de Guinée - Prises des senneurs de 2010 à 2013 révisées sur la base du document SCRS/2014/076.
- Belize - Prises des senneurs de 2012 et 2013 corrigées par le groupe (sur la base des informations des carnets de pêche).
- Guinée équatoriale - Prises à la ligne à main de 2010 reclassées comme prises de senneurs.
- Prises déclarées de LL très improbables du Panama (499 t en 2013) et du Suriname (374 t en 2012) supprimées de la Tâche I (0 t) tant qu'une explication n'aura pas été apportée.
- Reports des prises manquantes de 2013 en tant qu'estimations préliminaires : BB/UNCL du Brésil (moyenne des six dernières années) ; BB/PS/GILL du Venezuela (moyenne des trois dernières années) ; RR des États-Unis (moyenne des trois dernières années).

Les T1NC finales sont présentées dans le **tableau 1** et la **figure 8**. Les estimations préliminaires de 2013 du stock de l'Est indiquent un niveau global de prise (22.739 t) similaire à celui de 2011 et 2012. Le volume des prises de spécimens du stock de l'Ouest (27.100 t) au titre de 2013 est hautement incertain, principalement en raison de la non-disponibilité de données officielles des deux pavillons les plus importants (Brésil et Venezuela).

### **3.2 Tâche II (prise-effort et échantillons de taille)**

Les informations de la Tâche II sont composées de deux types de jeux de données. Le premier contient des informations sur la prise et l'effort (T2CE). Le second contient des informations sur les fréquences de taille (T2SZ). Les deux types peuvent contenir des données observées (une grande portion adéquatement identifiée à l'heure actuelle) et des données inférées (extrapolations partielles ou totales de la prise T1NC).

Avec les nouveaux catalogues standard du SCRS récemment adoptés, la disponibilité des deux types de jeux de données de la Tâche II peut être comparée avec les séries de T1NC respectives pêcherie par pêcherie (combinaisons pavillon/engin/région), classées par ordre décroissant d'importance (prises totales de la période analysée). À cette fin, le Secrétariat a présenté une version actualisée des catalogues sur le listao pour les deux stocks pour la période courant de 1980 à 2012. Les stocks de listao de l'Est et de l'Ouest sont présentés dans les **tableaux 2 et 3** respectivement. Le groupe a remercié le Secrétariat pour les efforts déployés en vue de mettre en œuvre cet outil. En outre, il a proposé plusieurs améliorations (à savoir, flexibilité des critères de classement et étude de la possibilité d'inclure des indicateurs de la qualité des données tels que des notes quantitatives pondérées, etc.) qui pourraient être apportées à l'avenir.

En ce qui concerne les données en soi, la version raccourcie des bases de données de l'ICCAT (en MS-ACCESS) des bases de données T2CE (t2ce.mdb) et T2SZ (t2sz.mdb) a été mise à la disposition du groupe. De plus, quelques extraits spécifiques de T2CE, principalement les séries de prise et d'effort sous DCP/sur bancs libres de 1991-2013 des flottilles tropicales de l'Union européenne (présentant cinq types d'effort différents) ont été extraites des bases de données afin de standardiser la CPUE avec des modèle GLM.

### **3.3 Mises à jour de CATDIS**

Le jeu de données de CATDIS est une estimation des prises de T1NC des neuf espèces principales relevant de l'ICCAT (listao y compris) stratifiées par trimestre et dans un quadrillage par carrés de 5°x5° couvrant la période 1950-2012. Il utilise les meilleures informations disponibles de Tâche II (principalement T2CE). Il est mis à jour chaque année (en mars/avril environ) pour le bulletin statistique de l'ICCAT ([http://www.iccat.int/fr/pubs\\_sbull.htm](http://www.iccat.int/fr/pubs_sbull.htm)) et son utilisation par le SCRS.

Au début de la réunion, le Secrétariat a présenté les estimations disponibles de CATDIS les plus récentes (jusqu'en avril 2014), tout en signalant que CATDIS est la meilleure option disponible pour tester l'hypothèse de cinq stocks de listao. Les seuls écueils identifiés étaient les suivants :

- a) Le décalage de deux mois des mises à jour lorsque l'on compare la T1NC actuelle adoptée par le groupe (qui inclut la série entièrement révisée du Ghana de 2006 à 2012).
- b) L'année 2013 n'est pas incluse.

Dans le but de résoudre le point a, le groupe a proposé qu'un ajustement direct soit apporté à CATDIS en appliquant de simples ratios année/stock (T1NC/CATDIS) à la série complète de CATDIS afin de synchroniser les deux séries et intégrer de la sorte la série de T1NC récemment adoptée dans CATDIS.

Les différences par stock/année entre CATDIS et T1NC et les ratios respectifs utilisés sont présentés dans le **tableau 4** pour le listao de l'Est depuis 1980 (la seule partie présentant des divergences).

La carte visuelle présentée à la **figure 9** a été obtenue en attribuant le carré du système de quadrillage 5°x5° de CATDIS aux stocks. Les cinq séries de capture en découlant, correspondant aux cinq stocks, sont présentées dans le **tableau 5** et les **figures 10 à 12**.

### **3.4 Estimations de la CAS (prise par taille)**

Au début de la réunion, le Secrétariat a présenté une version préliminaire des estimations de prise par taille du listao (1969 à 2013, deux stocks). Le groupe a ensuite entièrement révisé cette version afin d'y incorporer toutes les modifications adoptées concernant T1NC et également afin d'y inclure les nouvelles données de Tâche 2 (T2CE et T2SZ). Le président du groupe a demandé aux CPC de l'ICCAT de fournir de toute urgence les données manquantes afin de pouvoir incorporer les données de taille/CAS les plus importantes disponibles jusqu'en 2012 (pour les deux stocks). En ce qui concerne 2013, on ne disposait pas des estimations de la CAS ghanéenne concernant le stock de l'Est ni des données des principales pêcheries (Brésil et Venezuela) concernant le stock de l'Ouest.

Les règles de substitution standard du listao utilisées dans les estimations de la CAS, pour les deux stocks, ont été entièrement révisées par le groupe. Quelques nouvelles règles ont été ajoutées et d'autres ont été remplacées. Celles-ci sont présentées dans le **tableau 6** et le **tableau 7**.

Suivant la procédure habituelle, le Secrétariat a divisé l'estimation globale de la CAS en deux processus différents :

- a) Mise à jour de la CAS actuelle (1969-2006) : ces estimations, créées pour la dernière évaluation du listao (Anon. 2009), ont été entièrement révisées dans le but de tenir compte des importants changements de la T1NC (tels que la correction apportée à la série de données des tropicaux du Ghana de 1996-2012 lors de la dernière réunion du SCRS), du reclassement de certaines séries de T1NC, de l'ajout de nouvelles données de T2SZ/CAS récupérées ou ré-estimées, etc. La dernière année a été entièrement supprimée par défaut (les données de cette année sont généralement préliminaires).
- b) Nouvelles estimations de la CAS (2006-2013) : ce processus élaboré pour la première fois la CAS intégrale de ces dernières années en utilisant toutes les nouvelles informations disponibles dans les données de la Tâche I et Tâche II. Dans ce cas-là, en l'absence de données sur les tailles d'une pêcherie déterminée dans les dimensions spatio-temporelles (combinaisons de flottille/engin/année/stock), les règles de substitution sont appliquées.

Le processus actuel de mise à jour de la CAS du listao (a) comportait quelques changements mineurs, mais importants, tels que l'incorporation de toutes les estimations de la CAS ghanéenne approuvées lors de la réunion du groupe d'espèces sur les thonidés tropicaux tenue à Tenerife en 2013 (Anon. 2014). Ces changements incluent :

- Séries BB Ghana (1973 à 1996 et 2005) et PS Ghana (1980 à 1987 et 2004-2005).
- Nouveaux échantillons de tailles au titre de 2004 (Cap-Vert) et 2005 (Cap Vert et Sénégal).
- Ajustements correspondants (à savoir avec ce facteur d'extrapolation mis à jour) de la CAS au regard des modifications apportées à la série de T1NC de Ghana BB et PS (correction des espèces de thonidés tropicaux des séries 1996 à 2005, apportée en 2013 par le SCRS).
- Estimations révisées de T1NC de faux poissons (MIX.FR+ES PS 1982-2004), sans la composante de la capture des faux poissons du Ghana (incluse officiellement dans les statistiques de Tâche I).

Le nouveau processus d'estimation de la CAS du listao (b) tenait compte de toutes les nouvelles données fournies jusqu'à la fin du deuxième jour de la réunion, en particulier :

- Ghana - CAS des canneurs et senneurs de 2006 à 2012 (SCRS/2014/088).
- République de Guinée - CAS des senneurs de 2012 et 2013 (SCRS/2014/076).
- Fréquences de tailles combinées (tous les pavillons) des faux poissons de 2007 à 2013 (SCRS/2014/063).
- Autres échantillons de tailles des jeux de données manquants récupérés pendant la réunion (données NEI-ETRO des flottilles associées de 2006, PS du Cap-Vert de 2011 et 2012).

Finalement, une nouvelle version de la CAS a été obtenue en tenant compte de tous les changements adoptés dans T1NC, de toutes les nouvelles informations de Tâche II et des règles de substitution entièrement révisées s'appliquant au listao. La comparaison de la somme des produits n'indique aucune différence (moins de 1%) en poids entre la T1NC et la CAS par stock. Les matrices globales de CAS par stock sont présentées dans le **tableau 8** et la **figure 13** (listao de l'Est) et le **tableau 9** et la **figure 14** (listao de l'Ouest). Les poids moyens (obtenus d'après la CAS) par stock et engin principal sont présentés à la **figure 15**.

### **3.5 Autres informations (marquage)**

En ce qui concerne les informations sur le marquage conventionnel du listao, le Secrétariat a informé qu'aucun grand changement n'a été apporté au jeu de données présenté à la dernière réunion du SCRS. Environ 40.500 appositions ont été réalisées entre 1960 et 2011 (95% de celles-ci entre 1980 et 2002) et 6.700 marques ont été récupérées (soit un ratio d'environ 15% de récupération), la plupart entre 1981 et 2002. 83% des marques ont été récupérées dans les 90 jours suivant l'apposition, 8% dans les 180 jours, 3% dans les 270 jours (98% pendant la première année) et 2% seulement pendant la seconde année. Le **tableau 10** récapitule les données de marquage conventionnel du listao disponibles dans la base de données de l'ICCAT.

La grande majorité des listaos ont été marqués dans le stock de l'Est, à proximité de la région tropicale. La majorité des récupérations ont eu lieu dans la même zone. La **figure 16** illustre le déplacement entre les lieux d'apposition et de récupération.

Un participant a présenté des informations sur un spécimen de listao marqué dans le golfe de Gascogne le 15 juillet 2012, mesurant 50 cm, qui a été récupéré dans les zones tropicales de pêche à la senne le 13 octobre 2013, mesurant 74 cm, à une distance d'environ 1.600 milles marins du lieu d'apposition. Le groupe a fait remarquer que, même si la distance parcourue se situait dans la fourchette des distances parcourues par le listao, cette récupération est unique car il s'agit du listao ayant été marqué le plus au nord, à la limite septentrionale de l'aire de répartition du listao, et récupéré dans les eaux tropicales de l'Atlantique. Il a été porté à la connaissance du groupe que cette information avait déjà été envoyée au Secrétariat de l'ICCAT.

### **3.6 Résumé des progrès réalisés en matière de données de Tâche I et II disponibles aux fins de l'évaluation du stock de listao**

Les prises totales de 2012 de l'ensemble de l'océan Atlantique (comprenant les estimations de listao dans les faux poissons débarqués en Côte d'Ivoire) ont atteint un record historique de 267.000 t. La prise estimée en 2013, qui est encore provisoire, est supérieure à 250.000 t et pourrait être revue à la hausse dès que des rapports plus complets seront disponibles, notamment en ce qui concerne l'Atlantique Ouest (**tableau 1, figure 8**). Les prises récentes constituent une augmentation considérable par rapport aux prises moyennes des cinq années antérieures à 2010 (163.000 t). Dans ces estimations du volume de capture, il est toutefois possible que les prises réalisées par un segment de la flottille ghanéenne, échantillonées à Tema, aient été comptabilisées deux fois dans les estimations des faux-poissons utilisées par le groupe.

Les nombreux changements survenus dans la pêcherie du listao depuis le début des années 90 (tels que l'utilisation progressive des DCP et l'expansion de la zone de pêche vers l'Ouest et le Nord) ont provoqué une augmentation de sa capturabilité et de la proportion de biomasse exploitée. Aujourd'hui, les principales pêcheries sont celles des senneurs, en particulier de l'UE-Espagne, du Ghana, du Belize, du Panama, de l'UE-France, de la République de Guinée, du Cap-Vert, de la Côte d'Ivoire, du Guatemala et du Curaçao, entre autres, suivies des pêcheries de canneurs du Ghana, de l'UE-Espagne, de l'UE-Portugal, de l'UE-France et du Sénégal, entre autres. Les estimations préliminaires des captures de 2013 réalisées dans l'Atlantique Est se chiffraient à 229.200 t, soit environ le même niveau que celui de 2012. Elles constituent toutefois une brusque augmentation d'environ 42% par rapport à la moyenne de 2007-2011 (**figure 17**). Il est à noter la forte hausse des prises de listaos par les senneurs européens, probablement motivée par le prix de vente élevé de cette espèce et

l'accroissement de l'effort sous DCP au cours de ces dernières années (**figure 4, tableau 1**). La proportion des prises sous objets flottants continue à augmenter depuis 2007, atteignant environ 90% des captures. Les fortes captures, inhabituelles sous ce mode de pêche, au large de la Mauritanie au-delà de la latitude 15°N en 2012 et 2013 entre août et novembre, renforcent cette tendance. Il convient de noter que ces prises se font sur des bancs pratiquement monospécifiques (**figure 9**).

Les prises non déclarées de certaines flottilles de senneurs ont été estimées en comparant les débarquements faisant l'objet de suivi dans les ports de l'Afrique de l'Ouest et les données des conserveries aux prises déclarées à l'ICCAT. Le groupe d'espèces a reçu la coopération de plusieurs CPC de la région et du secteur professionnel pour estimer ces captures et des révisions significatives ont été apportées ces dernières années pour les senneurs ainsi que pour d'autres flottilles depuis 2005. La composition spécifique et la prise par taille de la flottille ghanéenne de canneurs et de senneurs ont notamment fait l'objet d'un examen minutieux. Cet examen s'est traduit par de nouvelles estimations de la prise et de l'effort et de la taille de la Tâche I et de la Tâche II de ces flottilles pour la période 1973-2012. Des estimations similaires pour la période 2006-2012 devraient bientôt être disponibles. Cet examen a fait apparaître que les prises de listaos réalisées par la flottille ghanéenne étaient considérablement supérieures, de l'ordre de 9.000 tonnes/an en moyenne pour la période 1996-2005, par rapport à ce qui avait été estimé préalablement (**figure 5**).

De nouvelles estimations de faux poissons font état de volumes d'environ 10.500 t de listao / an entre 2005 et 2013 pour la flottille globale de senneurs opérant dans l'Atlantique Est, même si certains d'entre eux pourraient être inclus dans les estimations des prises déclarées par certaines flottilles (**tableau 1**). Les estimations sont intégrées dans la prise globale utilisée dans l'analyse, comprenant la matrice de prise par taille.

Dans l'Atlantique Ouest, la principale pêcherie est celle des canneurs du Brésil, suivie par la flottille de senneurs du Venezuela. Il a été estimé que les prises de 2013 dans l'Atlantique Ouest s'élevaient à 27.000 t, même si aucune capture de l'Ouest n'a été déclarée en temps utile aux fins de son examen par le groupe. Une très forte hausse en 2012 (29% par rapport à la moyenne des captures observées pour les cinq dernières années), largement due aux bonnes captures déclarées par les canneurs brésiliens (**figure 18**), a été signalée antérieurement. On ignore si ces bonnes captures se sont poursuivies en 2013.

Il est difficile d'estimer un effort de pêche effectif pour le listao dans l'Atlantique Est car cette espèce n'est pas toujours ciblée et de plus il est difficile d'estimer un effort de pêche relatif aux activités sous DCP et de quantifier l'aide apportée par les navires ravitailleurs. L'effort nominal des senneurs, exprimé en termes de capacité de transport (corrigée par jours en mer), a baissé régulièrement depuis le milieu des années 90 jusqu'en 2006. Toutefois, en raison des actes de pirateries dans l'océan Indien, plusieurs senneurs de l'Union européenne ont reporté leur effort dans l'Atlantique Est. Cette situation, qui s'ajoute à la présence d'une flottille de senneurs relativement nouveaux opérant depuis Tema (Ghana) depuis 2003 a considérablement accru la capacité de transport de cet engin de pêche dans l'Atlantique Est depuis lors. Le nombre de senneurs de l'Union européenne dans l'Atlantique Est suit cette tendance mais s'est stabilisé depuis 2010. L'effort nominal des canneurs reste stable depuis plus de 20 ans.

On suppose que l'accroissement de la puissance de pêche, lié à l'introduction d'innovations technologiques à bord des navires ainsi qu'au développement de la pêche sous objets flottants, a entraîné une augmentation de l'efficacité des différentes flottilles depuis le début des années 90.

En ce qui concerne l'Atlantique Ouest, l'effort de pêche des canneurs brésiliens, qui constituent la principale pêcherie de listaos dans cette région, semble s'être stabilisé au cours des 20 dernières années.

#### 4. Indicateurs des pêcheries

La plupart des ORGP thonières savent que le listao est une espèce difficile à évaluer. Ces difficultés s'expliquent principalement par le fait que le recrutement annuel constitue une grande proportion de la biomasse totale et qu'il est difficile de déterminer l'effet de la pêche sur la population au moyen de données des pêcheries et de méthodes d'évaluation des stocks standard. Les incertitudes entourant la structure du stock et les difficultés rencontrées pour estimer la CPUE des senneurs, pouvant être considérée comme étant proportionnelle à la biomasse du listao, aggravent ces incertitudes fondamentales.

Ce problème structurel est principalement dû au développement de dispositifs de concentration de poissons (DCP) qui jouent un rôle important dans les pêcheries actuelles de listao, alors que les divers changements de ces pêcheries sous DCP demeurent méconnus des scientifiques.

De surcroît, les prises de listao réalisées par les pêcheries palangrières sont tellement faibles qu'elles n'exercent probablement pas de pression sur la mortalité par pêche du listao et l'on pense que les taux de capture ne reflètent pas l'abondance du stock (alors que les palangriers ciblent tous les autres stocks de thonidés).

Les indicateurs reposant sur les données des pêcheries ne peuvent pas estimer correctement la biomasse absolue du listao ou la mortalité par pêche des stocks de listao. Néanmoins, ces indicateurs des pêcheries pourraient contribuer à :

- mieux comprendre les changements des stocks et des pêcheries de listao et
- déduire la situation des stocks de listao (en d'autres termes, savoir s'ils sont surexploités ou non).

Des exemples des principaux indicateurs de base ayant été sélectionnés, estimés et examinés par le groupe sont présentés ci-dessous.

#### **4.1 Indicateurs des pêcheries ciblant le listao**

##### **4.1.1 Prises annuelles**

###### **4.1.1.1 Prises annuelles par stock**

La **figure 8** illustre les prises annuelles totales par stock (Atlantique Est et Atlantique Ouest). Cet indicateur est fondamental, car sa tendance peut être le reflet de la situation du stock, par exemple lorsque la tendance de l'effort de pêche et les principales caractéristiques biologiques (principalement la longévité) du stock étudié sont connues.

Il a été fait remarquer que les prises de listao sont relativement stables dans l'Atlantique Ouest. Cette absence de contraste dans les prises annuelles de l'Atlantique Ouest représente une difficulté structurelle importante dans l'analyse de l'évaluation du stock. En revanche, les prises de listao n'ont cessé d'augmenter dans l'Atlantique Est depuis le début des années 60, et notamment ces dernières années (2010-2013).

Un autre indicateur de la tendance des prises totales de listao dans l'Atlantique Est est également reflété par le taux relatif d'augmentation de la capture (« RRCI » d'après les sigles anglais, ou indice de Grainger et Garcia), qui compare la prise annuelle à la tendance de la capture, formée par la moyenne des captures observées lors des années antérieures (**figure 19**). Cette méthode, proposée par Gaertner et al 2001, permet de comparer chaque capture annuelle au niveau lissé des trois années antérieures (un lissage de trois ans est utilisé en raison de la courte durée d'exploitation du listao).

Des hausses soutenues des prises de listao ont été observées dans l'Atlantique Est pendant les cinq dernières années. Pendant une période d'accroissement de la pression de la pêche due aux DCP et de la hausse des prix du listao, cette augmentation des prises pourraient indiquer que les prises élevées récentes de listao seraient durables, pour un stock de listao exploité pendant peu d'années et présentant ensuite une inertie très faible en réponse à cet effort accru.

Il convient également de noter que les prises totales de listao observées dans l'Atlantique Ouest (**figure 8**) résultent de la combinaison des captures réalisées dans l'Atlantique du Sud-Ouest par la pêcherie brésilienne et dans la région des Caraïbes et l'Atlantique du Nord-Ouest par une combinaison de différents types de pêche. Ces prises annuelles dans le Nord et le Sud de l'Atlantique Ouest sont illustrées à la **figure 20**.

Sur la base de cette figure, on peut constater que les niveaux et les tendances des prises de listao sont radicalement différents dans ces deux zones : les prises du Sud étaient relativement stables, se situant à un niveau moyen de 22.000 t (période 1982-2012), et ont affiché des niveaux record ces dernières années lorsque les pêcheries de listao opérant dans les Caraïbes et l'Atlantique du Nord-Ouest, principalement du Venezuela (réalisant 72% des prises entre 1982 et 2012), présentaient des prises moyennes plus faibles (7.000 t pendant la période 1950-2012) et étaient marquées par des « périodes de pointe » de capture à deux moments (1982-1985 et 1991-1993).

#### 4.1.1.2 Prises annuelles de listao par mode de pêche (DCP et bancs libres)

Cette information de base est intéressante car les pêcheries opérant sous DCP réalisent la majorité des prises dans l'Atlantique Est (56% des prises totales de listao entre 2009 et 2013).

La **figure 21** montre que les prises de listao ont toujours été dominées par les prises sous DCP entre 1991 et 2013. Cette domination des prises sous DCP s'est accrue ces dernières années. Cette figure montre également que les prises de listao associées aux DCP étaient relativement stables pendant la période 1991- 2009 au cours de laquelle l'effort de pêche a baissé, mais que les prises n'ont cessé d'augmenter depuis 2009.

Le pourcentage de prises annuelles capturées par chaque flottille de senneurs opérant sous DCP et sur bancs libres, exprimé comme le pourcentage de prises associées aux DCP, constitue un bon indicateur de la pression de la pêche sous DCP ciblant le listao. Cet indicateur est présenté pour les senneurs de l'UE-France et l'UE-Espagne opérant dans l'Atlantique Est à la **figure 22**.

Cette figure montre que même si le pourcentage de prises associées aux DCP était très semblable pour les senneurs français et espagnols entre 1992-2004 (40% dans le cas de l'UE-France et 45% de l'UE-Espagne), le pourcentage des senneurs espagnols a augmenté de façon spectaculaire depuis 2005 (moyenne de 67 % pour la période 2005-2013 avec un niveau record de 83% en 2013). Dans le cas de l'UE-France, les pourcentages de prises associées aux DCP ont baissé pendant la première partie de la période et augmentent depuis 2008, mais à un niveau beaucoup plus faible (la moyenne de 2005-2013 se situant à 32% de prises sous DCP et environ à 45% en 2013).

#### 4.1.2 Moyenne annuelle de la taille et/ou du poids

La **figure 23** montre que le poids moyen de listaos capturés par des senneurs n'a cessé de diminuer entre 1991 et 2010, même si une augmentation notable du poids moyen a eu lieu en 2012 et 2013. Il a été fait remarquer que cet accroissement dans l'Atlantique Est depuis 2011 était principalement dû aux captures élevées de listaos de très grande taille au large des côtes de la Mauritanie. Il convient également de noter que les listaos capturés par les canneurs dans la même zone septentrionale sont souvent beaucoup plus grands que les listaos capturés par les senneurs. À noter également, l'augmentation du nombre de listaos de très petite et de très grande taille capturés récemment, illustrée à la **figure 32**.

Les tailles moyennes de listao des stocks de l'Atlantique Est et Ouest sont représentées à la **figure 24**. Après une courte période de valeurs et de tendances similaires, la taille moyenne des spécimens du stock de l'Ouest a augmenté de plus de 10%, soit une différence d'environ 16% par rapport à l'autre stock. Cette différence s'est maintenue pendant toute la période. En ce qui concerne les tendances, la taille moyenne des spécimens de l'Est présente une légère tendance décroissante alors que la taille moyenne des spécimens du stock de l'Ouest reste stable tout au long de la période.

Le groupe a également calculé la taille moyenne par zone. À cette fin, sur la base des caractéristiques des pêcheries, quatre grandes zones ont été envisagées.

- Zone 1 : délimitée au Nord par 10° N et à l'Ouest par 30° W et incluant les zones d'échantillonnage du listao SJ72, SL73, SJ74, SJ77, SJ78 et SJ79.
- Zone 2 : délimitée au Sud par 10° N et à l'Ouest par 30° W et incluant les zones d'échantillonnage du listao SJ71, SL75 et SJ76.
- Zone 3 : délimitée au Sud par 5° S et à l'Est par 30° W et incluant les zones d'échantillonnage du listao SJ80, SL81, SJ82 et SJ83.
- Zone 4 : délimitée au Nord par 5° S et à l'Est par 30° W et incluant la zone d'échantillonnage du listao SJ84.

La **figure 25** montre la taille moyenne du listao par zone. La taille moyenne plus élevée correspond à la zone du Sud-Ouest (zone 4) alors que les valeurs les plus faibles correspondent à la zone équatoriale et du Sud-Est (zone 1). Au cours des 20 dernières années, la taille moyenne est restée stable dans toutes les zones même si les zones 1 à 3 présentent depuis peu une légère tendance à la hausse.

Dans le cas de l'Atlantique Est, des listaos de grande taille sont présents dans des zones proches du Sénégal et de la Mauritanie et du Cap Lopez (**figure 26**).

#### *4.1.3 Prises annuelles moyennes de listao réalisées par des senneurs (flottille de l'Union européenne)*

L'accroissement très net des prises annuelles moyennes de listao par les senneurs de l'Union européenne entre 1980 et 2013 est illustré à la **figure 15**. La figure montre un faible niveau de prises annuelles d'environ 750 t au début des années 80, alors que des prises annuelles moyennes de plus de 3.000 t sont réalisées depuis 2011. Cet important accroissement des prises annuelles des senneurs illustre l'accroissement du ciblage du listao par la flottille de senneurs de l'Union européenne, ainsi que l'augmentation concomitante du recours aux DCP, mais également l'efficacité accrue de cette flottille. Il convient de ne pas oublier que pendant le début de la période 80-90, les senneurs de l'Union européenne n'utilisaient pas les DCP et ciblaient principalement des bancs libres (ou opéraient sous des objets flottants naturels).

#### *4.1.4 Capacité de charge des flottilles de l'Atlantique Est*

La capacité de charge nominale des senneurs et des canneurs opérant dans l'Atlantique Est et le nombre total des senneurs opérant activement chaque année dans la zone est représentée à la **figure 28**. Cette figure montre la stabilité de la flottille des canneurs dans l'Atlantique Est, alors que la capacité de charge de la flottille de senneurs et le nombre de senneurs ont affiché une profonde baisse entre 1982 et 2006, suivie par une hausse modérée depuis 2006 (principalement en raison des senneurs revenant de l'océan Indien en raison de la piraterie au large des côtes somaliennes).

#### *4.1.5 Prise annuelle par opération (bancs libres et sous DCP) et nombres annuels d'opérations sous DCP dans l'Atlantique Est (flottille de senneurs de l'UE uniquement)*

La prise de listao par opération présente une tendance relativement stable pendant la période étudiée (**figure 29**). La prise de listao par opération est beaucoup plus élevée dans les opérations réalisées sous DCP, dont l'espèce prédominante est le plus souvent le listao, que celles sur bancs libres, dont l'espèce prédominante est le plus souvent l'albacore. La prise moyenne par opération de la flottille espagnole a toujours été plus élevée que celle de la flottille française (22,6 t/opération sous DCP et 16,7 t/opération sous DCP respectivement).

La **figure 30** montre que, alors que le volume annuel d'opérations sur bancs libres et sous DCP était équivalent jusqu'en 1996, les opérations sous DCP ont occupé une place de plus en plus prépondérante ces dernières années.

#### *4.1.6 Composition par espèce des opérations sous DCP dans plusieurs zones (échantillons plurispécifiques de senneurs de l'UE)*

La composition par espèce des échantillons sous DCP des débarquements de l'UE obtenue en appliquant un système d'échantillonnage plurispécifique pour la période 2000-2010 montre des différences significatives, le listao étant l'espèce prédominante des opérations sous DCP dans la zone septentrionale (au nord de 10°N), alors que la plupart des opérations sous DCP sont plurispécifiques dans les zones équatoriales (environ 70% de listao et le plus souvent un mélange d'albacore et de thon obèse, **figure 31**).

#### *4.1.7 Matrice annuelle de prise par taille*

Les **figures 32** et **33** montrent la prise par taille annuelle pour les stocks de listao de l'Est et de l'Ouest, respectivement. En ce qui concerne le stock de l'Est, la figure montre les changements annuels de la CAS du listao ainsi que l'importance relative annuelle des trois classes d'âge (0, 1 et 2+) et de la taille au moment d'atteindre la maturité sexuelle servant de fonction de la CAS annuelle observée. Comme mentionné préalablement, la CAS des listao de petite taille a probablement été sous-estimée avant 2007 en raison de l'absence de la CAS des faux poissons.

#### *4.1.8 Prise par taille annuelle de chaque stock : tendance des prises annuelles par catégories de taille, provisoirement en trois catégories d'âge (âges 0, 1 et 2+)*

Les prises annuelles des trois catégories de listao dans l'Atlantique Est, petite taille (0-46 cm), taille moyenne (46-60 cm) et grande taille (plus de 60 cm), correspondant approximativement aux prises des âges 0, 1 et 2+ (sur la base du montant de la CAS de 2014) sont illustrées à la **figure 34**.

Les principaux résultats obtenus sont présentés ci-après.

- Tendance à la hausse constante des prises de spécimens d'âge 0 et 1.
- Des niveaux et une tendance presque identiques de la CAS des âges 0 et 1, bien que les prises de spécimens d'âge 0 soient prépondérantes depuis 2007 en raison de l'intégration de la CAS des faux poissons depuis 2007 (étant donné que la CAS des faux poissons de listao fait défaut avant 2007, les prises d'âge 0 ont été sous-estimées avant cette date),
- Des prises stables de listaos d'âge 2+ entre 1975 et 2011, mais une large augmentation en 2012 et 2013.

#### *4.1.9 Taille annuelle de la zone de pêche par année présentant des prises importantes de listaos*

La modification au cours du temps du nombre de carrés de 5°x5° exploités par année dans l'ensemble de l'Atlantique par toutes les flottilles (fichier CATDIS) avec une prise annuelle de listao >10 t est illustrée à la **figure 35**. Trois périodes de modifications des tailles des zones de pêche du listao peuvent être identifiées : une première période de 1969-1977 d'accroissement continu de la surface, suivie par une période de stabilité de 1978 à 1995 et par la période de 1995-2013 affichant une augmentation considérable de la zone de pêche (la surface la plus grande ayant été atteinte en 2013).

#### *4.1.10 Prises annuelles de listao dans des zones sélectionnées présentant des prises plus élevées de listaos*

La **figure 36** présente les trois carrés de 5°x5° les plus productifs par année en termes de captures élevées de listao. Des niveaux relativement stables de meilleures prises annuelles de listaos par carré de 5° ont été observés et la capture « d'or » a été réalisée en 2013 (CWP 415015). Ce carré n°415015 correspondait à la zone la plus productive de prise de listaos pendant 13 années sur 23. Les carrés de 5° de prise « d'or » (20.000 t en moyenne) sont beaucoup plus productifs que tous les autres carrés (moyenne des carrés « d'argent » = 12.000 et moyenne des carrés « de bronze » = 10.000 t).

La **figure 37** illustre également les carrés de 5° où les prises les plus élevées de listao ont été observées (1991-2013).

#### *4.1.11 Prix de débarquement du listao par année*

La modification au cours des années du prix moyen annuel du listao et de l'albacore (corrigé par le taux d'inflation aux États-Unis et converti à la valeur du dollar de 2013) sur le marché de Bangkok (**figure 38**) indique que les prix du listao ont été relativement constants entre 1984 et 1998, alors que la période 1999-2006 a été marquée par des prix très bas (dont le niveau le plus faible avoisinait 500 \$/tonne en 2000). Cette période de bas prix a été suivie par une augmentation des prix, atteignant un niveau maximum de plus de 2.000 \$/tonne en 2013. La hausse récente des prix du listao a entraîné une augmentation de la pression de la pêche sur le stock de listao de l'Atlantique. Il convient également de noter que les prix du listao et de l'albacore étaient très similaires ces dernières années.

#### *4.1.12 Indicateurs géographiques du listao*

La localisation moyenne des prises de listao de l'Atlantique pendant la période 1970-2012 (fichier CATDIS) est présentée à la **figure 39**. En ce qui concerne les pêcheries de senneurs de l'Union européenne, des modifications des emplacements des prises de listao ont eu lieu ces dernières années (2007-2013). De nouvelles zones de pêche importantes au large des côtes de la Mauritanie et un accroissement des prises ont été observés au sud de 7° S (**figure 40**).

Un autre indicateur géographique des pêcheries de listao est la distribution moyenne des listaos capturés dans des eaux chaudes et des eaux tempérées (à savoir une SST supérieure à 25°C et inférieure à 25°C, respectivement, **figure 41**). Veuillez consulter le document SCRS/2014/074 dans lequel cette approximation repose sur des prises moyennes trimestrielles et par 5° et la SST.

La strate spatio-temporelle où le listao est capturé située dans des eaux froides pourrait constituer des zones d'alimentation alors que les zones des captures dans les eaux chaudes pourraient correspondre à la principale strate de frai de cette espèce. Il convient de noter que les prises de listao dans les eaux froides (<25°) dans la zone du Cap Lopez pendant la principale saison de pêche (troisième trimestre) sont relativement artificielles : ces prises sont réalisées dans des zones frontales qui ne peuvent pas être identifiées avec précision dans l'analyse par trimestre-5° utilisée pour élaborer cette figure. Cette zone de pêche de listao du Cap Lopez pourrait facilement être classée comme zone d'eaux chaudes.

#### *4.1.13 Indicateurs des changements de la puissance de pêche des senneurs*

Il est communément admis que la puissance de pêche de la flottille de senneurs n'a cessé de s'accroître depuis les débuts de cette pêcherie en 1962. La plupart des modifications de cette pêcherie ont été décrites, mais son effet sur l'efficacité de la pêche reste mal estimé par les scientifiques. Néanmoins, l'étude de Torres-Ireneo *et al.* (2014) présente une vision intéressante des modifications techniques des senneurs de l'UE-France observées pendant la période 1981-2010. Ces changements en cascade sont l'une des principales causes expliquant la tendance ascendante des CPUE nominales du listao et la constante augmentation de la capturabilité estimée par les modèles pour la plupart des flottilles de senneurs. Le **tableau 11** récapitule ces changements.

#### *4.1.14 Prises accessoires annuelles de thon obèse et d'albacore dans la pêcherie sous DCP ciblant le listao*

Étant donné que la plupart des opérations de pêche sous DCP capturent un mélange de listaos et de juvéniles d'albacore et de thon obèse, il est intéressant de suivre également la tendance des prises annuelles d'albacore et de thon obèse dans la pêcherie sous DCP (**figure 42**). Les prises annuelles de ces deux espèces étaient très semblables pendant la période étudiée et illustrent la même tendance décroissante des dernières années alors que les prises de listaos présentent une tendance à la hausse. Cette divergence notable entre les prises récentes de listao et les prises combinées de jeunes spécimens d'albacore et de thon obèse associées aux DCP pourraient s'expliquer par plusieurs facteurs : l'accroissement des prises de listao dans la zone septentrionale où le thon obèse et l'albacore ne sont que très rarement capturés (cf. **figure 31**), mais sont également attribuables à d'autres causes n'ayant pas encore été identifiées.

### **4.2 Indicateurs des stocks de l'albacore et du thon obèse**

Le groupe ne s'est pas penché sur les indicateurs des pêcheries de ces deux espèces. Deux documents SCRS (SCRS/2014/081 et 082) ont été présentés. Une analyse a été réalisée et un débat a eu lieu concernant les résultats des CPUE obtenues avec un modèle GLM des pêcheries palangrières japonaises. Ces CPUE standardisées sont des composantes très importantes de la plupart des évaluations de stocks de ces deux espèces car ces CPUE standardisées sont l'un des jeux de données les plus intéressants en vue d'ajuster l'analyse de l'évaluation des stocks. Malheureusement, ces CPUE standardisées ne peuvent être calculées dans le cas du listao, car les prises de la pêcherie palangrière japonaise sont très faibles.

Compte tenu de la nature plurispécifique de la pêcherie de senneurs tropicaux, la **figure 43** illustre la sélectivité globale (DCP ou bancs libres) des trois principales espèces de thonidés tropicaux par rapport à la taille au moment d'atteindre la maturité sexuelle. Il est montré que le listao se situe à droite de l'ogive de maturité, ce qui indique généralement que les stocks peuvent être pêchés à des niveaux plus élevés sans avoir de lourdes incidences sur le futur potentiel reproducteur. Ce n'est pas le cas du thon obèse ou de l'albacore, car la sélectivité de la pêche sous DCP est située à gauche de l'ogive de maturité, ce qui indique qu'un niveau relativement faible de pression de pêche peut donner lieu à d'importants impacts sur le futur potentiel reproducteur.

## **5. Examen des séries de capture par unité d'effort du listao**

### **5.1. Indices d'abondance relative du listao (cf. Appendices 5-7 concernant la construction et l'évaluation de la série de CPUE)**

Au début de la réunion, deux indices d'abondance relative ont été présentés en ce qui concerne deux des principales pêcheries ciblant le listao, à savoir les canneurs du Brésil et les palangriers des États-Unis (SCRS/2014/086, SCRS/2014/091). En outre, un troisième indice indépendant des pêcheries a été présenté en ce qui concerne une partie du stock du golfe du Mexique, reposant sur des données larvaires (SCRS/2014/093). Malheureusement, seule la CPUE des canneurs des Açores a été mise à jour avant la réunion et a été présentée pour l'Est, ce qui a obligé le groupe à réaliser une analyse en vue de mettre à jour les principaux indices d'abondance relative lors de la réunion, réduisant ainsi le temps consacré aux scénarios d'évaluation.

Sur la base de la prise/effort de la Tâche II de l'ICCAT, le SCRS/2014/086 présente une mise à jour au titre de 1981-2011 de l'indice des canneurs brésiliens présenté en 2008. Trois zones ont été étudiées et il est apparu que les zones du Sud et du Nord n'étaient exploitées que pendant une partie de l'année et que la partie centrale était soumise à l'effort tout au long de l'année. Étant donné que les données sont agrégées par mois et en carrés de 1° et que le listao est l'espèce ciblée par cette pêcherie, moins de 1% des données présentait des prises nulles, de sorte que ces données ont été ignorées dans l'analyse. Plusieurs modèles GLM présentant différentes structures

ont été mis en œuvre, mais le modèle de CPUE logarithmique a été sélectionné car il offrait la réponse la plus appropriée à utiliser dans l'analyse. Les seuls facteurs utilisés dans le modèle étaient l'année, le trimestre et la zone car les données proviennent de la prise et de l'effort de la Tâche II de l'ICCAT. Compte tenu de la présence de fortes interactions, des facteurs annuels ont été calculés en réalisant la moyenne des prédictions par rapport aux facteurs zone et trimestre. Même si aucune donnée de l'année 2000 n'est disponible, cet indice est considéré comme étant continu. Le groupe a demandé qu'une analyse supplémentaire de ce jeu de données soit réalisée en utilisant des modèles linéaires généralisés mixtes au lieu de se limiter à des facteurs fixes (en postulant des effets aléatoires sur les interactions) et en utilisant différentes pondérations dans le cas du calcul des valeurs moyennes des indices standardisés, conditionnellement au plan d'échantillonnage, lorsqu'une approche d'effets fixes est utilisée. Les nouvelles estimations n'étaient pas tellement différentes de celles présentées initialement dans le document ; le groupe a donc décidé de conserver les résultats originaux du document SCRS/2014/086.

Le document SCRS/2014/091 présente un indice d'abondance relative pour la période 1992-2013 de la pêcherie palangrière des États-Unis reposant sur des données observées. Le listao est l'une des nombreuses espèces capturées dans cette pêcherie et est considéré comme une prise accessoire. Les données palangrières correspondant aux opérations dans lesquelles des requins étaient ciblés ou lorsque des palangres démersales étaient utilisées ont été exclues des analyses. La plupart des observations ont été réalisées dans le golfe du Mexique et le long de la côte Est des États-Unis, principalement ces dernières années. Un modèle delta a été utilisé pour tenir compte du nombre élevé d'observations de prise nulle par opération. Les taux de capture positive nominale et la proportion nominale d'opérations positives reflètent des tendances à la hausse. Les facteurs explicatifs considérés étaient l'année, le trimestre, la zone, l'espèce ciblée et le nombre de baguettes lumineuses. Les modèles retenus pour la proportion d'opérations positives et la capture d'opérations positives présentaient la même structure. L'indice standardisé obtenu oscillait sans présenter de tendance claire jusqu'à la fin des années 90, avant d'augmenter dans les années 2000. Cet indice est moins précis que l'indice larvaire décrit ci-dessous et qui couvre également le golfe du Mexique. Les changements réglementaires des États-Unis se rapportant aux hameçons circulaires n'ont pas été pris en compte, mais ceux-ci ont eu lieu avant la hausse observée de l'indice pendant environ quatre ans. Compte tenu de la modification des réglementations liées à l'utilisation obligatoire d'hameçons circulaires dans la pêcherie palangrière et les impacts non connus liés aux taux de capture du listao, le groupe a décidé de traiter l'indice en deux séries distinctes, à savoir 1992-2003 et 2004-2013.

Le document SCRS/2014/093 fournit un indice de la masse reproductrice du golfe du Mexique de 1982 à 2012 sur la base des données larvaires et une méthode analytique similaire à celle présentée préalablement pour le thon rouge (Ingram et al 2010). La présence de listao dans les traits larvaires de la prospection était plus constante que celle des larves du thon rouge qui est généralement capturé pendant quelques périodes mais en grand nombre. L'abondance larvaire relative est estimée en corrigeant le nombre observé de larves par un facteur correctif pour prendre en compte l'effet de la mortalité à l'âge larvaire. Cette correction ne devrait pas créer de biais, mais repose sur le postulat selon lequel la mortalité ne change pas d'une année à l'autre. Cette étude pourrait servir de modèle aux indices indépendants des pêcheries s'appliquant aux thonidés tropicaux dans des zones où le stock est plus abondant. Son coût est élevé, mais fournit, du moins dans le cas du golfe du Mexique, un indice avec une variabilité interannuelle de la même ampleur que les autres indices dépendants des pêcheries disponibles s'appliquant au stock du listao de l'Ouest. Il a été fait remarquer qu'un projet actuel régional financé par l'Union européenne (PREFACE) prévoit de réaliser des prospections en mer qui pourraient être utilisé comme une plateforme permettant de tester l'utilisation de cette méthode au large de l'Afrique occidentale.

La standardisation des données des canneurs des Açores de la période 1963-2013 a été réalisée avant la réunion, mais le document n'a pas été achevé. L'analyse et les résultats seront présentés au groupe d'espèces sous la forme d'un document SCRS. Les prises de listaos sont très variables dans cette pêcherie qui capture également des thons obèses. La flottille est composée de différents types de navire, mais le plus grand navire débarque la majorité des captures. La pêcherie se distingue par son caractère fortement saisonnier, principalement pendant le premier trimestre. Deux jeux de données ont été préparés, le premier avec toutes les données et le second avec un sous-jeu de la flottille qui a pêché de manière plus constante au fil du temps. Compte tenu des nombreux registres de prise nulle, la méthode delta a été employée. Certains diagrammes diagnostics montrent des schémas qui ne sont pas souhaitables ; malheureusement, ces schémas ne révèlent pas si l'indice représente uniquement l'abondance locale ou l'abondance globale du stock. On a discuté du fait que cet indice présente une variabilité élevée et le groupe a proposé d'essayer d'utiliser la SST afin d'éliminer une partie de cette variabilité. Des essais ont été réalisés pendant la réunion afin d'expliquer une partie de la variabilité de la CPUE en utilisant la moyenne mensuelle de la SST provenant des données satellitaires de la NOAA. La SST a permis d'expliquer le signal saisonnier suivi par la proportion d'opérations de pêche positives, mais pas la variabilité interannuelle de la CPUE. Par conséquent, l'indice a été utilisé dans sa forme originale et pour la version qui utilisait le sous-ensemble de la flottille.

Le groupe a standardisé les taux de capture de la flottille de canneurs des îles Canaries pour la période 1980-2013 (**Appendice 5**). Tous les détails concernant la pêcherie et la provenance des informations sont présentés dans le document SCRS/2014/079. La méthode de standardisation utilisait une distribution delta lognormale du modèle. Les facteurs explicatifs les plus significatifs du modèle binomial quant à la proportion des opérations/sorties positives étaient l'année, le trimestre et l'interaction année\*trimestre (considérée comme une interaction aléatoire). À l'instar du modèle lognormal, les facteurs explicatifs les plus significatifs étaient l'année, le trimestre et la flottille, ainsi que les interactions année\*trimestre et année\*flottille. Le groupe a abordé les problèmes pouvant apparaître concernant cet indice de CPUE, dont le fait qu'il était nécessaire d'incorporer l'effet du ciblage dans le processus de standardisation et l'effet des périodes d'arrêt des activités de pêche ciblant le listao en raison de la chute des prix. En ce qui concerne les implications de ne pas considérer le ciblage comme un facteur explicatif, le groupe a constaté que celui-ci était en quelque sorte intégré dans le modèle sous la forme de la composante binomiale. La distribution de la proportion du listao dans les prises totales par sortie reflétait la distribution de la proportion des opérations positives, la rendant redondante.

Le Groupe de travail a également tenté de standardiser la CPUE de la pêcherie de canneurs de Dakar en utilisant essentiellement l'information disponible dans la base de données de l'ICCAT de Tâche II. Les variables considérées étaient la prise totale du listao, de l'albacore et du thon obèse, l'effort, le prix moyen par année, trimestre et pavillon. Une variable "cible" a été définie avec trois catégories, en fonction de la proportion pondérale du listao dans les prises. En raison du manque de registres de captures nulles de listao, la méthode de standardisation a utilisé une distribution lognormale du modèle. Les détails de l'analyse se trouvent à **l'Appendice 7**.

On a réalisé pendant la réunion la standardisation des données sur la flottille de senneurs de l'Union européenne (Espagne et France) pour 1990-2012 qui pêchait dans la zone équatoriale (entre 10°N et 10°S). Les taux de capture standardisés du listao capturé par les senneurs français et espagnols ont été calculés à l'aide d'un modèle linéaire généralisé delta-lognormal. **L'Appendice 8** donne une description du jeu de données et du processus utilisé pour diviser l'effort de pêche entre les bancs libres et les bancs sous DCP. Les variables explicatives année, mois, zone, flottille (française ou espagnole) et notamment le type de pêcherie (sur bancs libres ou sous DCP) se sont avérées importantes pour expliquer la variabilité de la capture par unité d'effort. L'analyse de sensibilité a montré que les fermetures n'affectaient pas fortement les estimations des CPUE standardisées. Le prix du listao (inflation ajustée) a été testé comme facteur mais n'a pas été sélectionné comme significatif dans le modèle final. Davantage d'informations sont présentées dans le document SCRS/2014/094. La variabilité globale de l'indice standardisé était relativement faible. Une légère tendance décroissante s'est dégagée jusqu'en 1997, suivie d'une augmentation jusqu'en 2005, puis d'une légère diminution jusqu'en 2012. Trois indices d'abondance relative supplémentaires basés sur la CPUE étaient disponibles de la dernière évaluation, mais ceux-ci n'ont pas été actualisés : la flottille de canne et moulinet des États-Unis (1982-2005), la flottille de senneurs vénézuéliens (1985-2005) et la flottille de senneurs de l'Union européenne pêchant sur des bancs libres au large du Sénégal et de la Mauritanie (1980-2006).

Le Groupe s'est servi des directives d'évaluation de la CPUE fournies par le Groupe de travail sur les méthodes (Anon. 2013) pour résumer l'importance et la qualité de l'information fournie par chaque indice d'abondance relative disponible à la réunion. Le Groupe a modifié la description de chaque classement de façon à ce qu'il soit le plus utile possible pour les indices d'abondance relative des thonidés tropicaux. La méthodologie proposée par Walter et Cass-Calay (2012) a servi à déterminer les limites de la variabilité biologique plausible pour chaque indice. La biomasse relative au début de chaque série temporelle et r ont été obtenus de la dernière évaluation sur le listao (ICCAT 2009). Les classements récapitulatifs des différents critères (**Tableau 12**) ont été utilisés pour informer le Groupe pendant les discussions de la question de savoir si les indices étaient suffisamment bien estimés ou s'ils contenaient des données informatives qui devaient être utilisées dans l'évaluation.

Pour le stock occidental, tous les indices ont été acceptés pour l'évaluation à l'exception de la canne et moulinet des États-Unis qui indexe la même partie de la population que l'indice palangrier états-unien présenté à la réunion. En outre, les données de la canne et moulinet sont jugées moins fiables pour le listao que les données des observateurs palangriers en raison de la différence de qualité des observations des observateurs et des pêcheurs récréatifs. Les indices finaux utilisés pour l'évaluation du stock occidental étaient donc les canneurs brésiliens, les senneurs vénézuéliens, les palangriers états-uniens et l'indice larvaire dans le golfe du Mexique (**Figure 44, Tableau 13**). Les indices occidentaux ont tendance à dégager une forte variabilité interannuelle et une légère tendance à la hausse depuis 2000.

Pour le stock oriental, tous les indices ont été acceptés, y compris deux indices pour la pêcherie de senneurs car ils couvrent des zones géographiques distinctes de la pêcherie (**Figure 45** et **Tableau 14**). Trois des indices, les canneurs canariens, les canneurs des Açores et les senneurs communautaires pêchant au large du Sénégal et de la Mauritanie sur bancs libres font apparaître une très forte variabilité. Les indices des canneurs de Dakar et des senneurs de l'UE pêchant dans la zone équatoriale sont bien moins variables. Aucune tendance claire ne peut être observée de ces indices, sauf une légère augmentation globale.

Le Groupe a élaboré des options pour des pondérations statistiques susceptibles d'être associées aux indices d'abondance relative à des fins de contrôle de leur contribution à l'ajustement du modèle. Comme par le passé, il a été décidé que la pondération devrait représenter la zone couverte par une pêcherie par rapport à la zone totale occupée par le stock et la proportion de la capture totale réalisée par une pêcherie donnée (**Tableau 15**). Pour les indices du stock occidental, les pondérations par zone pour les palangriers états-uniens, les canneurs brésiliens et les senneurs vénézuéliens ont été obtenues de l'évaluation du stock d'albacore de 2011. Pour l'indice larvaire dans le Golfe du Mexique, nous utilisons les pondérations associées à la flottille palangrière états-unienne qui opère dans le golfe du Mexique. Les pondérations par capture pour l'indice larvaire du golfe du Mexique étaient basées sur la prise de la flottille palangrière du golfe du Mexique. Les pondérations par capture pour les indices palangriers états-uniens se basaient sur les prises palangrières pélagiques états-uniennes.

Pour les indices du stock oriental, les pondérations par zone pour les canneurs canariens, les canneurs des Açores et les canneurs de Dakar ont été obtenues de l'évaluation du stock d'albacore de 2011. Les pondérations par prise ont été estimées à partir des données de capture de Tâche I comme la proportion de la prise totale dans chaque zone (Est et Ouest). Les prises des canneurs ETRO de UE-Espagne ont été utilisées pour les indices des canneurs de Dakar et les prises des canneurs de UE-Espagne ont été utilisées pour les indices des canneurs des îles Canaries. Les indices des canneurs des Açores ont été pondérés à l'aide des prises des canneurs de UE-Portugal. Les indices des senneurs communautaires ont été pondérés comme étant la somme des prises des senneurs de UE-France et de UE-Espagne.

## **5.2 Estimations du changement de capturabilité dans la pêcherie de senneurs de l'UE**

Les difficultés à estimer les changements de capturabilité dans les indices des senneurs thoniers, notamment ceux associés à la pêche avec DCP (Scott et Lopez 2014), ont fait l'objet d'études récentes (Anon. 2012) ; toutefois, elles n'ont pas encore été surmontées. Un projet de recherche actuel de l'UE (CECOFAD) s'efforce de recueillir de nouvelles données susceptibles d'aider le Groupe à l'avenir, mais ce projet doit encore produire des estimations pouvant être utilisées dans le processus d'évaluation.

Pendant la dernière évaluation du listao, il a été postulé que les senneurs communautaires ont accru leur capturabilité de 3% par an, même si les estimations d'augmentation pour des années plus récentes ont suggéré des hausses pouvant aller jusqu'à 5%. Afin d'actualiser ces estimations, le Groupe a effectué une nouvelle analyse en se servant des observations des CPUE de la pêcherie de senneurs de l'UE. Le postulat de cette analyse est que des changements relatifs dans les juvéniles de thon obèse pourraient être un indice approchant des changements dont fait l'objet la capturabilité du listao car ces deux espèces sont essentiellement capturées ensemble sur des bancs mixtes associés à des DCP. Ces thons obèses sont essentiellement d'âge 0 et 1 (**Figure 46**) et c'est pourquoi les indices de la CPUE des senneurs ont été assignés pour indexer ces deux classes d'âge dans les modèles structurés par âge utilisés dans les évaluations du thon obèse. Pendant les évaluations de 2010, un scénario de la VPA a été produit qui n'utilisait pas les indices des senneurs (scénario 6). En théorie, ce scénario fournit des estimations du nombre de spécimens d'âge zéro et un qui ne sont pas influencés par la CPUE des senneurs. Le scénario utilise toutefois l'information sur la prise par âge des senneurs. Les estimations du nombre de thons obèses d'âge 0 et 1 tirées du scénario 6 ont été transformées en biomasse en les multipliant par le poids moyen à l'âge du thon obèse capturé par les senneurs communautaires, qui s'élève à 2,3 kg pour les poissons d'âge 0 et 5 kg pour les poissons d'âge 1 (évaluation du thon obèse de 2010). Selon ces calculs, la biomasse du thon obèse d'âge 0 et 1 a diminué de moitié environ entre 1975 et 2008 (**Figure 47**). D'autre part, la CPUE des senneurs de UE-Espagne pour le thon obèse (DCP et bancs libres combinés) a presque triplé entre 1979 et 2008. Les estimations de la CPUE pour la flottille combinée de senneurs de UE-France et UE-Espagne, en combinant les prises sous DCP et en bancs libres ou en les séparant, font également apparaître de fortes hausses de CPUE de 1991 à 2013 (**Figure 48**).

En théorie, la CPUE des senneurs devrait être un indice de la biomasse du thon obèse d'âge 0 et 1, mais les deux dégagent clairement des tendances opposées. Si nous postulons que les différences dans ces tendances sont uniquement le résultat de changements de capturabilité, il est possible d'estimer  $q_{\text{année}}$  et donc le changement moyen de  $q$  pour n'importe quelle année.

$$q_{year} = \frac{cpue_{year}}{Biomass_{year}}$$

Les estimations de capturabilité par an pour le thon obèse ont été obtenues pour les senneurs de UE-Espagne, les senneurs de l'UE (DCP+ bancs libres), les senneurs de l'UE (DCP) et les senneurs de l'UE (bancs libres) (**Figure 49**) et montrent dans tous les cas divers degrés d'augmentation dans le temps. Comme prévu, les estimations de capturabilité des senneurs opérant en bancs libres sont toujours plus faibles que pour ceux qui opèrent sous DCP. Pour la flottille de senneurs communautaires, le ratio de capturabilité entre les DCP et les bancs libres pour la période 1991-2008 ne montre pas de changement important, même s'il varie considérablement d'une année à l'autre et que sa valeur s'établit en moyenne à 4,4 (**Figure 50**).

Compte tenu des estimations de capturabilité obtenues pour les différentes séries de CPUE du thon obèse pour les senneurs, il est possible de calculer une augmentation moyenne annuelle de q. Ceci a été fait en ajustant une régression linéaire de q comme fonction d'année, en calculant l'estimation de q à partir de la régression pour les dernière et première années, et en divisant par le nombre d'années de la série. Ceci a été fait pour toutes les séries disponibles de CPUE de senneurs et pour deux périodes pour les séries de CPUE espagnoles : avant et après 1991 (**Tableau 16**).

Les estimations de l'augmentation en pourcentage de q sont sensibles à l'inclusion des trois dernières années des estimations de la biomasse (2006-2008), qui devraient être également les années où les nombres estimés d'âge 0 et 1 sont les plus incertains. L'élimination de ces estimations de q laisse une interprétation plus cohérente des changements de q. Les hausses de q pour les senneurs auraient pu s'établir autour de 2,5% par an dans les années 80 et 90. De 1991 à 2005, cette augmentation a été d'environ 6%. Les hausses de q associé aux bancs libres (environ 7,5%) auraient été légèrement plus élevées que celles des DCP (6%). Le fait que l'augmentation globale de q pour les senneurs corresponde à la valeur des DCP s'explique par le fait que la majorité des captures de thon obèse réalisées par les senneurs se font sur des bancs associés à des DCP.

Il est important de noter que ces augmentations pourraient être considérées comme des limites supérieures des possibles hausses de capturabilité qui se sont produites, car elles dépendent du postulat selon lequel la différence entre les estimations de la biomasse obtenues des modèles d'évaluation et celles fournies par l'indice des senneurs est simplement le résultat d'une augmentation de la capturabilité.

Le Groupe a débattu de l'applicabilité au listao de ces hausses apparentes de la capturabilité du thon obèse. Pour la période antérieure à 1991, l'augmentation de q de 2,5% estimée ci-dessus est similaire à la valeur de 3% utilisée dans des évaluations antérieures du listao ; il a donc été décidé de continuer à utiliser une hausse de 3% pour les indices des senneurs de bancs libres+DCP avant 1991. Les estimations des augmentations de capturabilité du thon obèse pour la période postérieure à 1990 ont au moins doublé (6-8%) en fonction des données et de la gamme d'années utilisées.

Dans l'évaluation actuelle du listao, deux indices de CPUE de senneurs sont utilisés. L'indice des senneurs équatoriaux utilise des jeux de données plus détaillés et corrige l'effet d'un mélange d'opérations en bancs libres et sous DCP. Ce faisant, il rend compte en partie de l'augmentation de la capturabilité dont d'autres standardisations des données de CPUE des senneurs n'avaient pas tenu compte antérieurement. La correction risque d'être plus importante pour la période postérieure à 1990 lorsque le déplacement des bancs libres vers les DCP était plus prononcé. Le groupe a convenu que le nouvel indice des senneurs équatoriaux n'avait pas besoin de correction. Le deuxième indice des senneurs, pour les senneurs de l'UE pêchant au large du Sénégal et de la Mauritanie sur bancs libres, a été corrigé de 3% à la fois pour la période antérieure à 1990 et postérieure à 1990.

## 6. Évaluation des stocks

### 6.1 Modèles d'évaluation des stocks

#### 6.1.1 Examen des modèles d'évaluation des stocks

La date de départ pour les modèles était 1950 pour le listao de l'Est et 1952 pour le listao de l'Ouest. Il a été postulé que la biomasse pour chacune de ces années était très proche des conditions vierges, étant donné que la pêche avant cette période survenait à une échelle relativement petite et les grandes pêcheries de canneurs et de senneurs se sont développées après 1952 et 1950. La structure spatiale des modèles était initialement de deux zones, Est et Ouest, afin d'assurer la continuité avec l'évaluation des stocks de 2008 (**Figure 51**). Le Groupe a évalué de nombreuses structures de stocks alternatives, mais seules les zones du Sud-Ouest (essentiellement la pêcherie brésilienne) et du Sud-Est ont été recommandées pour l'élaboration d'indicateurs et de modèles d'évaluation.

Deux modèles alternatifs ont été analysés pour le listao de l'Est, y compris un modèle basé uniquement sur la capture (Martell et Froese 2012) et un modèle de production excédentaire de type bayésien (BSP) (McAllister *et al.* 2001). Quatre modèles alternatifs d'évaluation des stocks ont été analysés pour le listao de l'Ouest et incluaient un estimateur moyen de la mortalité basé sur la taille moyenne (Gedamke et Hoenig 2006), un modèle basé uniquement sur la capture (Martell et Froese 2012), un modèle BSP, et un modèle de production de stock incorporant des covariables (ASPIC) (<http://nft.nefsc.noaa.gov/ASPIC.html>). Les postulats sur les modèles et les paramétrages sont décrits dans le détail dans les sections suivantes.

### *6.1.2 Pondération alternative pour les indices d'abondance*

Trois paramétrages de pondération pour les indices d'abondance ont été examinés pour chacune des plateformes de modélisation décrites à la section suivante. Comme il est mentionné au chapitre 5.1, les méthodes de pondération incluaient :

1. une pondération égale de l'indice,
2. une pondération de l'indice par zone pêchée, et
3. une pondération de l'indice par capture

Les limites de temps ont empêché d'évaluer les scénarios de pondération de la zone ou de la capture

### *6.1.3 Approche de modélisation*

#### *6.1.3.1 Modèle basé uniquement sur la capture (Martell et Froese 2012)*

Une méthode relativement simple a été utilisée pour obtenir des estimations plausibles de la PME et d'autres paramètres biologiques à partir des données reposant uniquement sur les captures, sur la base de postulats sur la résilience (correspondant au taux de croissance intrinsèque  $r$  dans le modèle de production de stock) et la gamme plausible des tailles de stock relatives au début des séries temporelles (Martell et Froese 2012). Nous avons eu recours à une gamme de résilience moyenne et à des gammes de résilience élevée telles que définies par Martell et Froese (2012), c.-à-d. résilience moyenne de  $0,2 < r < 1$ , résilience élevée de  $0,6 < r < 1,5$  (estimation de la Fishbase pour le listao), et à une gamme initiale (en 1950) de taille du stock relative de 50 à 90% de la capacité de transport  $K$  ou biomasse intacte. L'identification de paires de valeurs  $r-K$  compatibles avec les séries temporelles de capture et avec les postulats susmentionnés a été réalisée en utilisant le code R pour le traitement en lots, qui peut être consultée sur [http://www.fishbase.de/rfroese/CatchMSY\\_2.r](http://www.fishbase.de/rfroese/CatchMSY_2.r). Pour chaque paire plausible  $r-K$ , une estimation est obtenue comme  $\text{PME} = 1/4 \ r \ K$ . Cet algorithme d'estimation de la PME a été validé par rapport aux estimations de l'évaluation analytique du stock de poissons de la PME (Martell & Froese, 2010). Nous avons exécuté le modèle pour quatre zones géographiques sur la base des coordonnées géographiques convenues par le Groupe : Est, Ouest, Sud-Ouest et Sud-Est (voir cartes).

#### *6.1.3.2 Estimation de la mortalité totale reposant sur la taille moyenne (Gedamke et Hoenig 2006)*

La méthode de Gedamke et Hoenig (2006) destinée à estimer les taux de mortalité totale spécifiques à la période temporelle à partir d'une série temporelle de données de taille moyenne a été modifiée par Then (2014) afin d'incorporer les informations sur l'effort de pêche. Chaque fois que  $Z(t)$ , le taux de mortalité totale dans l'année  $t$ , apparaît dans le modèle de Gedamke-Hoenig, il est remplacé par  $Z(t) = q \ f(t) + M$  où  $q$  est le coefficient de capturabilité,  $f(t)$  l'effort de pêche total dans l'année  $t$ , et  $M$  le taux de mortalité naturelle. Ceci réduit le problème d'estimer seulement deux paramètres,  $q$  et  $M$ . Then (2014) a postulé une reproduction annuelle mais, pour appliquer le modèle au listao, il a fallu postuler une reproduction continue tout au long de l'année. Ceci implique d'avoir recours à une échelle temporelle mensuelle plutôt qu'annuelle dans les calculs, et ceci a été réalisé pour l'évaluation actuelle.

Pour le listao occidental, nous avons utilisé les données de fréquence de taille disponibles pour la pêcherie de canneurs brésiliens. Cette flottille réalise la majorité des captures totales de l'Atlantique Ouest et on a postulé que les fréquences de taille étaient représentatives de l'ensemble de la pêcherie de l'Atlantique Ouest. Nous avons établi  $L_c$  à 50 ou 55 cm, ce qui correspond aux âges de 1,83 et 2,49 ans en fonction du modèle de croissance de Vilela et Castello (1991). Nous avons postulé que les âges couvraient la gamme de 1,83 à 6,83 pour  $L_c = 50$  et de 2,43 à 7,43 pour  $L_c = 55$ . Il a été postulé que la distribution des âges provenait du frai continu plutôt que du frai annuel. Afin de traiter la distribution continue de la reproduction, nous avons effectué des calculs 12 fois par an, postulant une mortalité naturelle et un effort de pêche constant au cours d'une année.

Les tailles moyennes observées au cours des premières années de pêche ont été expliquées par les efforts de pêche déployés au cours des années juste avant que l'enregistrement des données ne démarre. Il a donc fallu postuler le niveau d'effort avant le commencement de la collecte des données. Nous avons essayé deux modèles, postulant que l'effort avant la collecte des données était zéro (la pêche a commencé sur un stock vierge) et que l'effort avant la collecte de données était égal à l'effort de pêche d'abord observé (la pêcherie était en conditions d'équilibre lorsque les observations ont débuté). Les résultats montrés à la section suivante reposent sur le postulat d'un effort de pêche en conditions d'équilibre avant les séries temporelles ; toutefois, le postulat d'état quasi vierge est recommandé comme scénario de sensibilité dans les futures évaluations.

L'effort a été exprimé en nombre de sorties (en milliers). Il a été obtenu en prenant la prise totale de l'Atlantique Ouest et en la divisant par la CPUE de la pêcherie de canneurs brésiliens afin d'obtenir l'effort effectif exprimé en jours de pêche par les canneurs brésiliens.

#### 6.1.3.3 Modèles de production excédentaire bayésien (BSP) (McAllister *et al.* 2001)

Le modèle de production excédentaire bayésien (BSP) (McAllister *et al.* 2001) est un modèle de production excédentaire en conditions de non-équilibre qui permet des distributions a priori sur le taux intrinsèque de l'augmentation de la population ( $r$ ), la capacité de transport ( $K$ ), la biomasse dans la première année modélisée définie comme ratio ( $\alpha.b0$ ) de  $K$ , la prise annuelle moyenne avant l'enregistrement des données ainsi que la variance, le paramètre de forme ( $n$ ) pour un modèle Fletcher/Schaefer et des paramètres de capturabilité pour chaque série temporelle. Le modèle utilise un algorithme "Sampling Importance Resampling" (SIR, McAllister et Kirkwood 1998) et peut s'adapter à un modèle de production soit de type Schaefer, soit de type Fletcher/Schaefer.

Dans cette application, nous utilisons le modèle logistique de production excédentaire sous sa forme Schaefer et l'estimation de  $r$  et  $K$  et  $\alpha.b0$  à l'aide des distributions a priori. On a postulé une distribution lognormale de priors (moyenne=1,  $sd=0,01$ ) pour  $\alpha.b0$  en se basant sur le fait que la biomasse dans la première année de l'année du modèle (1950 pour le listao de l'Est et 1952 pour le listao de l'Ouest) était au niveau de la capacité de transport ou proche de celui-ci. On a déterminé les distributions a priori pour  $r$  sur la base de la modélisation démographique décrite à l'**Appendice 4**. On a initialement estimé que les priors pour  $K$  étaient uniformes sur  $K$  ou  $\log(K)$  avec des limites maximales égales à 10 fois la prise maximale observée et des limites minimales égales à la prise maximale observée, mais la limite supérieure est ultérieurement descendue à à peu près 5 fois la prise maximale (**Tableau 17**). Dans cette formulation du modèle BSP, nous avons introduit des distributions a priori pour les paramètres  $r$  et  $K$  et avons postulé que  $K$  était égal à la biomasse au point de départ pour chaque capture enregistrée pour chaque modèle.

Il a été nécessaire d'ajuster et de paramétriser initialement le modèle pour trouver des valeurs de départ adéquates pour les paramètres d'entrée  $r$  et  $K$  afin d'obtenir que le modèle estime les valeurs modales qui sont soit les estimations de vraisemblance maximale pour les paramètres non-bayésiens, soit le mode de la distribution a posteriori pour les paramètres bayésiens. Ceci est exécuté pendant la composante « mode d'estimation » de la procédure d'ajustement du modèle et souvent différentes valeurs de départ se sont avérées nécessaires pour les différents scénarios. Les valeurs de départ pour les divers paramètres sont présentées au **Tableau 18**.

Pour chaque scénario du modèle, les diagnostics de convergence ont été examinés au cours du stade « échantillonnage d'importance » de la modélisation selon la méthodologie décrite dans McAllister *et al.* (1998). En outre, compte tenu de la nature non-informative ou contradictoire de nombreux indices d'entrée, l'examen des diagnostics s'est avéré particulièrement critique en raison du biais potentiel que la fonction d'importance peut transmettre aux modes postérieurs. Il est recommandé que les coefficients de variation (CV) des pondérations CV(wts) des échantillonnages d'importance soient inférieurs au CV de la vraisemblance multiplié par les priors CV(L\*P) pour les mêmes échantillonnages. Comme diagnostic de convergence pour l'algorithme "Sampling Importance Resampling" SIR, nous avons alors utilisé le ratio de CV(wts)/CV(L\*P) en postulant que des ratios supérieurs à 2 étaient inacceptables et que des ratios entre 1 et 2 étaient marginaux.

Un deuxième modèle de production excédentaire bayésien état-espace (incorporant des erreurs d'observation et de traitement) a été codifié et ajusté à la CPUE standardisée des séries temporelles brésiliennes et à la capture du listao de l'Atlantique Sud-Ouest, à l'aide d'un algorithme MCMC dans le programme R. Les priors pour le modèle étaient basés sur les priors utilisés dans l'évaluation du stock de listao de 2008. De larges priors uniformes ont été utilisés pour  $K$  caractérisés par une fonction de densité de probabilité (pdf) limitée entre la prise maximale observée et la prise maximale observée multipliée par une constante, A, dont on a postulé qu'elle était supérieure à six. Des priors gamma inversés ont été utilisés pour les variances des erreurs, et un prior

lognormal a été utilisé pour  $q$ . Le paramétrage des pdf susmentionnés a décrit une large distribution a priori qui transmettait peu d'informations pour le stock occidental. Deux distributions a priori ont été utilisées pour  $r$ , à savoir un prior uniforme limité entre zéro et deux ("non-informatif") et un pdf normal (moyenne = 1,2, sd = 0,27) tronqué à une limite inférieure de zéro et une limite supérieure de deux ("informatif"). Les modèles de Fox et de Schaefer ont convergé pour tous les paramètres, comme indiqué par le facteur potentiel de réduction d'échelle (PSRF) de Gelman-Rubin (~1,01). Néanmoins, les données n'ont pas transmis beaucoup d'informations sur  $K$  et  $r$ . Les distributions a posteriori de  $K$  étaient larges et limitées à la limite supérieure des priors, sauf si un prior extrême et biologiquement irréaliste était utilisé. Les distributions a posteriori de  $r$  étaient larges lorsqu'un prior non-informatif était appliqué. Lorsque le prior informatif a été utilisé, les distributions a posteriori de  $r$  étaient similaires au prior postulé, ce qui indique que les données n'ont pas transmis beaucoup d'informations pour estimer les paramètres.

#### 6.1.3.4 Modèle de production de stock incorporant des covariables (ASPIC)

Un modèle de production de stock incorporant des covariables (ASPIC) est une mise en œuvre en conditions de non-équilibre du modèle de production excédentaire bien connu de Schaefer (1957). Le moteur analytique pour le modèle ASPIC incorpore plusieurs extensions aux modèles de production de stock classiques (Prager, 1992). ASPIC peut ajuster des données à partir de 10 séries maximum de données d'indices dépendants des pêches et indépendants des pêches et il utilise le bootstrap pour bâtir des intervalles de confiance non-paramétriques approximatifs et pour corriger les biais. En outre, ASPIC peut ajuster le modèle en variant l'importance relative placée sur la production par opposition aux mesures de l'effort ou aux indices d'abondance. Le modèle a été largement examiné et testé dans le contexte des diverses applications aux stocks de thonidés par Prager (1992). Le modèle est plus formellement décrit dans Prager (1994) et Quinn et Deriso (1999).

La version 5.3.4. d'ASPIC a été appliquée à la CPUE et aux données de capture pour le stock occidental de listao. Les prises totales utilisées étaient celles développées pendant la réunion et reposent sur la version la plus actualisée des données de Tâche I fournies au Groupe et dont on postule qu'elles sont connues depuis 1950. Les indices d'abondance relative ont tous été pondérés de manière égale dans l'ajustement. Pendant la réunion, on a discuté d'une pondération alternative basée sur les proportions de capture ou la zone représentée par l'indice, mais elle n'a pas été utilisée en raison de contraintes temporelles. Les estimations des paramètres initiaux requis par ASPIC ont été obtenues des valeurs estimées obtenues dans l'évaluation antérieure du listao, mais de larges limites ont été aménagées afin que l'algorithme effectue une recherche de façon à ne pas influencer indûment l'ajustement avec les estimations initiales des paramètres. L'incertitude dans les estimations a été calculée en exécutant la routine ASPIC par bootstrap pour 1.000 itérations. La sensibilité des estimations aux estimations initiales a été testée en changeant les estimations initiales pour  $K$  et la PME sur la gamme des limites de recherche mais toujours en maintenant les mêmes limites de recherche pour chaque paramètre et en ne changeant qu'une estimation initiale à la fois (**Tableau 19**). Les diagrammes de diagnostic étudiés incluaient les valeurs résiduelles pour chaque indice. La proportion des scénarios bootstrap qui n'ont pas réussi à converger est également déclarée comme un diagnostic. Les estimations fournies correspondent à des estimations obtenues des bootstraps dont les biais ont été corrigés et à leurs centiles correspondants 10%, 50% et 90%.

Cinq indices d'abondance ont été utilisés, quatre dépendant des pêches : Canneurs brésiliens (1981-2011), senneurs vénézuéliens (1985-2005), palangriers états-uniens période antérieure (1992-2004), palangriers états-uniens période postérieure (2005-2012) et un indice indépendant des pêches, l'indice larvaire pour le golfe du Mexique (1982-2012). Les indices palangriers des États-Unis ont été divisés pour tenir compte des changements dans les types d'hameçons et dans la configuration de l'engin associée imposés par la gestion. On a postulé que  $B1950/K$  était égal à 1,0 au début de la série temporelle en se basant sur le fait que les captures dans les années 50 étaient bien plus faibles que les captures postérieures et sur le postulat qu'avant 1950, il n'existe pas d'importantes pêches.

## 6.2 Résultats de l'évaluation du stock

### 6.2.1 Résultats du modèle basé uniquement sur la capture

Le modèle reposant sur la capture qui est utilisé fournit une estimation probabiliste des paramètres production maximale équilibrée, taux de croissance intrinsèque ( $r$ ) et capacité de transport ( $K$ ) du modèle de production excédentaire logistique. Les **Figures 52** et **53** présentent la PME estimée conjointement avec les prises historiques de chacun des stocks considérés et la distribution probabiliste des paramètres estimés PME,  $r$  et  $K$ . Dans ces figures, on peut observer pour les stocks de l'Est, du Sud-Est et du Sud-Ouest une récente augmentation importante des captures. Ces captures s'inscrivent dans les intervalles de confiance de la PME estimée. Toutefois, afin de rechercher si la récente augmentation des captures pouvait biaiser les estimations de la PME, une analyse rétrospective a été réalisée. Nous avons exécuté le modèle pour les stocks de l'Est et du Sud pour des

séries de données alternatives commençant en 1951 et se terminant en 1990, 2000, 2003, 2004-2012, et nous avons comparé la mesure dans laquelle les paramètres estimés auraient changé sans les toutes dernières données de capture. Nous avons également exécuté le modèle avec un différent prior pour tester la résilience du listao ; nous avons essayé l'hypothèse de "forte" résilience, ce qui signifie que le prior du taux de croissance intrinsèque fluctuera entre 0,6 et 1,5 par rapport au prior antérieur de 0,2-1.

La **Figure 54** montre que les estimations avec des séries de données se terminant à des années différentes produisent des variations sur les estimations de la PME pour le stock de l'Est (de ~ 100.000 t à 180.000 t, si celle-ci est estimée en 1990 ou maintenant, respectivement). En revanche, pour le stock occidental, cette variation est minime (29.000-31.000 t). Cette tendance que dégage le stock oriental pourrait signifier que ce dernier est plus productif qu'on ne l'avait pensé auparavant ou que les niveaux soutenables des prises ont été dépassés. N'importe quelle de ces conclusions devrait être étayée par des études supplémentaires. Pour le stock du Sud-Ouest également, l'augmentation appréciable des captures pourrait être causée par l'expansion de la pêcherie brésilienne. Ce point doit être confirmé par de nouvelles études.

L'impact du prior du taux de croissance intrinsèque pour la résilience "moyenne" et "forte" du stock pourrait aussi modifier notre perception du stock. Pour les deux postulats, la PME estimée est similaire pour tous les stocks, mais les valeurs estimées  $r\text{-}K$  sont différentes. Pour les hypothèses de résilience "moyenne", nous pourrions considérer que le listao est un stock plus grand mais moins productif que pour les scénarios de "forte" résilience. Même si la PME ne change pas, la mortalité par pêche estimée qui conduira à cette PME sera différente tout comme le temps que prendra le stock pour se rétablir d'une surexploitation potentielle.

#### *6.2.2 Résultats de l'estimateur de la mortalité reposant sur la taille moyenne pour le stock occidental*

**Scénario 1 : Lc égale à 50 cm.** Les estimations résultantes de  $M$  et  $q$  pour le listao de l'Ouest étaient 0,75 yr<sup>-1</sup> et 0,0280, respectivement. Ceci implique que la mortalité par pêche a fluctué de 0,04 à 0,43 yr<sup>-1</sup>. Le graphique des longueurs moyennes prédictes par rapport aux années était assez plat (sauf pendant les premières années), ce qui suggère que l'effort n'expliquait pas très bien la variation dans les longueurs moyennes observées ou que les données de taille ne repéraient pas les changements de l'effort dans le temps (**Figure 55**).

**Scénario 2 : Lc égale à 55 cm.** L'estimation résultante de  $M$  pour le listao de l'Ouest s'élevait à 0,72, valeur très proche de celle observée lorsque Lc était fixé à 50 cm. L'estimation de  $q$  était 0,0656, ce qui est considérablement plus élevé que la valeur estimée quand Lc était établi à 50 cm (scénario 1). Les estimations correspondantes de  $F$  ont fluctué entre 0,10 et 1,01. Les longueurs moyennes prédictes ont suivi les longueurs moyennes observées dans une bien plus grande mesure dans le scénario 2 du modèle avec Lc = 55 (**Figure 56**).

Les deux scénarios du modèle ont donné des estimations raisonnables de  $M$  pour le listao de l'Ouest et ont suggéré que la pêcherie a été modestement ou complètement exploitée, mais qu'elle n'est pas actuellement surexploitée ; les résultats ne sont pas incohérents avec ceux obtenus d'ASPIC. Les raisons expliquant la différence de performances du modèle lorsque Lc passe de 50 à 55 cm ne sont pas immédiatement apparentes et méritent d'être étudiées plus avant. Il se pourrait que ce soit dû au fait que la courbe de sélectivité est en forme de cloche ou que des spécimens plus grands émigrent de la zone d'étude. Ces facteurs débouchent sur un biais positif dans l'estimation du taux de mortalité totale (cf. Then 2014). On pourrait s'attendre à ce que l'ampleur du biais augmente au fur et à mesure que Lc s'accroît étant donné que les gros poissons (qui disparaissent) deviennent une plus grande fraction du total des poissons considérés. La méthode a relativement bien fonctionné compte tenu des exigences de données simples et a produit des résultats comparables au modèle ASPIC (**Figure 57**). Quelques recommandations portant sur des travaux supplémentaires incluent des scénarios de modèle additionnels avec des valeurs alternatives de Lc, l'exploration de la sensibilité du modèle aux différentes courbes de croissance de von Bertalanffy, et le fait de changer le postulat du modèle d'effort en conditions d'équilibre au début des séries d'effort afin de le faire concorder avec le postulat de conditions presque vierges, similaire à ASPIC.

#### *6.2.3 Résultats du modèle de production excédentaire bayésien (BSP)*

Dans l'évaluation de 2014, un travail considérable a été réalisé dans le but d'actualiser les distributions a priori du taux intrinsèque de l'augmentation de la population,  $r$ , en utilisant les récentes estimations de croissance et de mortalité naturelle. Les estimations plus récentes de croissance et de mortalité naturelle (**Figures 58 et 59**) ont généralement étayé des niveaux plus élevés de  $M$  et une croissance plus rapide et la distribution a priori résultante pour  $r$  (moyenne 1,5) reflète ceci comme une plus grande probabilité de valeurs plus élevées que la distribution a priori utilisée en 2008 (moyenne 1,5) (**Figure 60**). En outre, le nouveau prior pour  $r$  fait apparaître

une distribution plus asymétrique et une bien plus grande incertitude, ce qui pourrait refléter le fait qu'il englobe une plus forte variabilité de la croissance et de la mortalité naturelle (**Appendice 4**). Les priors pour  $K$  (capacité de transport) ont été retenus de l'évaluation de 2008 et ont été modélisés comme priors uniformes sur  $\log(K)$  en utilisant des limites entre les débarquements minimum observés et cinq fois les débarquements maximum observés pendant la période temporelle jusqu'en 2008. Il convient de noter que de plus forts débarquements ont été observés après 2008 mais que les paramètres initiaux sont demeurés les mêmes. Par la suite, des scénarios du modèle ont été réalisés en doublant la limite supérieure sur  $K$  pour l'Est et l'Ouest.

Pour l'évaluation de 2014, cinq et six différents modèles BSP ont été exécutés pour les stocks occidentaux et orientaux, respectivement, conformément aux définitions actuelles du stock oriental et stock occidental. Chaque modèle a démarré à partir des modèles de 2008 ayant réalisé les meilleures performances, puis les priors, les indices de la CPUE et le nombre d'années de données ont été systématiquement variés afin d'évaluer l'influence des nouvelles données et des nouveaux priors sur les résultats (**Tableau 17**). Les scénarios du modèle réalisés étaient : 1. Continuité en utilisant les modèles de 2008 avec le nouveau prior afin d'évaluer l'effet de changer simplement le prior ; 2. Nouvelles données jusqu'en 2006, ancien prior pour évaluer l'influence des nouvelles données de la CPUE et des débarquements jusqu'en 2006 seulement ; 3. Nouvelles données, ancien prior pour évaluer l'effet de changer le prior et les nouvelles données ; 4. Nouvelles données, nouveau prior ; 5. Nouvelles données, nouveau prior mais augmentation des limites sur  $K$  afin de déterminer si  $K$  peut être réellement estimé; et 6. Estimation non-bayésienne pour déterminer si le modèle peut converger sur une solution fréquente sans l'assistance des priors.

Pour les modèles de l'Est et de l'Ouest, cinq indices ont été utilisés pour chaque modèle (**Tableaux 13 et 14**). Pour l'Est, ces indices étaient 1. PS\_UE\_Dak\_bancs libres 3% d'augmentation de la capturabilité (1980-2006), 2. PS\_UE bancs libres et DCP (1991-2012), 3. BB Açores (1963 -2012), 4. BB Canaries (1980-2012) et 5. BB Dakar (1969 -2012). Pour l'Ouest, les indices utilisés étaient Ouest 1. BB Brésil, 2. Programme d'observateurs palangriers pélagiques des États-Unis avant 2005 et 3. après 2005 ; quand l'indice palangrier pélagique des États-Unis a été divisé en deux périodes temporelles pour tenir compte du passage aux hameçons circulaires de toute la flottille et des changements associés de la configuration de l'engin et de la capturabilité du listao ; 4. PS\_VEN, et 5. Larvaire. Dans les modèles de 2008, huit indices ont été utilisés pour l'Est et quatre pour l'Ouest. Notamment pour l'Est, l'indice PS\_UE bancs libres et DCP (1991-2012) est une nouvelle standardisation des données combinées DCP et bancs libres pour les senneurs et pour l'Ouest, l'indice larvaire est un nouvel indice. Les valeurs de départ pour les paramètres (paramSKJ\_INIT.out) ont souvent dû être légèrement ajustées pour chaque scénario (**Tableau 18**), généralement afin de permettre une valeur de départ plus élevée pour  $r$ . Les valeurs d'entrée techniques sont demeurées les mêmes pour chaque scénario du modèle.

Les performances du modèle ont été évaluées essentiellement sur deux bases : 1) convergence du modèle telle qu'indiquée par un CV très élevé des pondérations des échantillonnages par importance par rapport au CV de la vraisemblance multiplié par les priors  $cv(wts)/cv(lp)$  et 2) distributions a posteriori pour  $r$  et  $K$ . De fortes valeurs pour  $cv(wts)/cv(lp)$  indiquent une faible convergence du modèle en raison de données contradictoires ou peu informatives et indiquent une fonction d'importance très étroite (McAllister *et al.* 1998). La deuxième mesure des performances était de savoir si le modèle estimait qu'une distribution a posteriori différait d'une distribution a priori et si les limites de la distribution a priori déterminaient le résultat.

Les résultats du modèle indiquent que selon les métriques de la première performance, la plupart des modèles, sauf les modèles Est 4 (E4 par la suite) et les modèles sans priors (E6 et W6) ont montré une convergence relativement bonne en ayant  $cv(wts)/cv(lp) < 2$  (**Tableau 20**). Or, le modèle E4 notamment doté de nouveaux priors et de nouvelles données a fait apparaître une convergence extrêmement faible selon cette métrique et c'est seulement en augmentant la limite sur  $K$  que ce même modèle a pu montrer dans les faits une bonne convergence. Pour l'Est, les modèles 2 et 3 ont fait apparaître quelques divergences par rapport à l'ancien prior pour  $r$  (**Figure 61**) et les modèles 1, 4 et 5 ont tous montré une tendance de  $r$  se déplaçant vers des valeurs supérieures à celles du nouveau prior (**Figure 62**). Toutefois, pour  $K$ , la continuité et les nouveaux modèles ont tous montré une tendance pour que  $K$  se concentre vers la limite supérieure. Lorsque cette limite supérieure a été doublée, la distribution a posteriori pour  $K$  s'est déplacée encore plus haut vers la limite supérieure. Ceci indique que l'ampleur absolue de  $K$ , et les métriques de population clefs, tels que la PME, sont presque entièrement déterminés par la limite pré-déterminée sur  $K$  (**Tableau 20**).

Pour l'Ouest, les deux modèles avec l'ancien prior pour  $r$  ont montré une légère divergence par rapport au prior (**Figure 63**), ce qui indique la présence de certains signes dans les données. Pour le nouveau prior pour  $r$ , il y a eu des réponses divergentes. Pour les données de continuité et le nouveau prior, des éléments de preuve d'une bimodalité (**Figure 64**) sont apparus, ce qui indiquerait deux solutions potentielles de modèle. Cette bimodalité est reflétée dans les estimations postérieures pour  $K$  qui montrent également deux solutions potentielles (**Figure**

**64**), ce qui reflète une solution de  $K$  élevé,  $r$  faible ou vice-versa. Pour les modèles 4 et 5 (nouvelles données, nouveau prior), il y a eu très peu de divergence par rapport au nouveau prior pour  $r$  autre qu'une tendance de plus forte densité à des valeurs élevées de  $r$ . Toutefois, à l'instar de l'Est, les distributions a posteriori pour  $K$  se concentrent généralement à des valeurs élevées proches des limites. En outre, lorsque la limite sur logK a été doublée, les valeurs de la distribution a posteriori ont augmenté de la même manière, ce qui indique que les limites sur la distribution a priori ont déterminé le résultat.

Les ajustements du modèle aux indices pour le listao de l'Est indiquent que le modèle n'est presque pas capable de s'ajuster aux indices (**Figure 65**). La CPUE ajustée montre seulement une longue chute régulière avec très peu d'éléments de contraste dans les niveaux de population. Ceci est reflété dans une chute de population de moins de 10% à partir de conditions vierges (**Figure 67**) et dans de très faibles estimations de  $F$  et  $F/F_{PME}$  au cours de la période temporelle modélisée de 60 ans.

Pour l'Ouest, il y a un certain contraste dans la trajectoire estimée de la population et un certain ajustement des indices (**Figures 66 et 68**). L'indice larvaire semble avoir une influence dans l'ajustement du schéma du déclin estimé de la population entre 1980 et 1985. Tous les autres indices et ajustements d'indices présentent une tendance à la hausse depuis la fin des années 80, qui s'est poursuivie ces dernières années.

Globalement, les deux modèles BSP pour l'Est et l'Ouest semblent dans l'incapacité d'estimer la capacité de transport de la population. La raison principale à cela s'explique par le fait que les débarquements ont considérablement augmenté ces dernières années au fur et à mesure que les indices fournis au modèle augmentent ou demeurent stables. Par conséquent, aucun signe dans les indices ne donne à penser que la population pourrait être en baisse en raison de l'impact des débarquements accrus et c'est donc pourquoi le modèle ne peut pas estimer la capacité finale de transport de la population. Ceci est prouvé par le fait que lorsque la limite maximum sur  $K$  est accrue, les points de référence estimés augmentent proportionnellement (**Tableau 20**). Il conviendrait de noter que le nouveau prior pour  $r$  dégage des valeurs plus élevées de  $r$  qu'en 2008 et une plus grande variabilité dans l'estimation. Ceci se traduit par des CV plus élevés sur les estimations de la PME et d'autres points de référence (**Tableau 20**).

#### 6.2.4 Résultats d'ASPIC

Les modèles ASPIC du stock occidental n'ont eu aucun problème à converger vers une solution. Les valeurs résiduelles n'ont pas montré de forte auto-corrélation et la proportion des scénarios bootstrap qui n'ont pas réussi à converger était faible. Même si quelques indices montrent une corrélation négative, ce qui indique des signaux contradictoires, ces corrélations n'étaient pas trop élevées et la valeur la plus haute s'établissait à -0,4. Le bootstrap estime une PME (moyenne) de 31.370 t avec 10 et 90 centiles de 29.960 t et 32.630 t.

Les estimations correspondantes de  $F_{PME}$  étaient 1,02 (0,78-1,25) de K 61.270 t (51.690-77.560). La biomasse par rapport à  $B_{PME}$  au début de 2014 a été estimée à 1,28 (1,21-1,33) et la mortalité par pêche en 2013 par rapport à  $F_{PME}$  a été estimée à 0,69 (0,64-0,76). La trajectoire estimée de la biomasse relative fait apparaître une petite baisse de 1950 à 1980, puis une rapide chute entre 1980 et 1987, associée aux fortes prises du début des années 80. Cette baisse a donné lieu à une période de cinq ans où le stock a été surpêché. Depuis les années 90, la biomasse relative augmente progressivement et le stock n'est pas surpêché depuis 1996. La mortalité par pêche relative était faible avant les années 80, elle a rapidement augmenté jusqu'à être surpêchée au début des années 80, mais elle a ensuite rapidement chuté au début et plus graduellement au cours des 10 dernières années. Le stock n'a fait l'objet de surpêche qu'au milieu des années 80.

Des scénarios de sensibilité testant l'effet des estimations initiales de  $K$  et de la PME n'ont pas fourni des résultats considérablement différents (**Figure 69 et Tableau 21**). Les estimations de  $K$  se sont toujours établies entre 58.000 et 61.000 t et les estimations de la PME entre 31.300 et 31.600 t. Des scénarios de sensibilité testant l'influence d'indices individuels ont montré que l'indice larvaire dans le golfe du Mexique a le plus d'influence de tous les cinq indices. Lorsque cet indice est éliminé, les estimations des quantités de gestion sont plus optimistes, la PME augmentant jusqu'à atteindre 41.290 t, le ratio de biomasse de 2014 augmentant jusqu'à 1,55 et le ratio de mortalité par pêche étant ramené à 0,43. L'élimination de l'un quelconque des autres indices ne modifie pas fondamentalement le résultat.

Les données semblent donc être quelque peu informatives et concordent raisonnablement avec la dynamique d'un modèle de production dynamique de la biomasse. Les performances relativement bonnes du modèle sont dues à une combinaison de facteurs : 1) il existe un contraste raisonnable dans les séries temporelles de capture, les hausses initiales de capture étant suivies par des chutes et de nouvelles augmentations ; 2) certains indices de la CPUE, notamment l'indice larvaire, concordent avec la capture déclarée ; 3) le postulat selon lequel  $B1/K$  est connu et égal à 1,0.

En résumé, les résultats d'ASPIC de la biomasse annuelle par rapport à  $B_{PME}$  suggèrent que le stock a chuté rapidement tout au long des années 80, mais qu'il se rétablit progressivement depuis le début des années 90. La mortalité par pêche par rapport à  $F_{PME}$  a augmenté tout au long des années 80, atteignant son apogée au milieu des années 80 en dépassant 1,0, mais elle a chuté dans la décennie 90 en-dessous de  $F_{PME}$ . Même si  $F$  peut avoir augmenté au cours de ces dernières années, il demeure en-dessous de  $F_{PME}$ .

#### 6.2.5 Examen de l'état du stock

Globalement pour le stock occidental, la suite des résultats des modèles indique qu'il est invraisemblable que le stock soit surexploité. Ce schéma a été observé dans les modèles basés uniquement sur la capture, le modèle de taille moyenne de Then Gedamke-Hoenig, ASPIC et les modèles BSP. Les estimations de la PME s'établissaient entre ~30.000 t (modèles basés uniquement sur la capture) et 31.000 t (ASPIC). Pour les modèles BSP, l'ampleur de la PME a été largement déterminée par la limite sur le prior pour  $K$  avec des estimations moyennes qui doublaient presque lorsque la limite sur le prior pour  $K$  était doublée (**Tableau 19**). Ceux sont donc des mesures peu fiables du potentiel de production maximale du stock. Nonobstant, sur la base de l'inférence multi-modèles, il n'est pas escompté que le stock soit surpêché et compte tenu du fait que le stock est vraisemblablement bien au-dessus de  $B_{PME}$ , des captures annuelles supérieures à la PME ne devraient pas nécessairement entraîner un état de surexploitation du stock à moins que les productions supérieures à la PME ne persistent pendant plusieurs années. Si les productions actuelles persistent pendant plusieurs années avec peu d'impact discernable sur les principaux indicateurs (tailles moyennes, indices de la CPUE, ou débarquements), les estimations de la PME pourraient être plus élevées que ce qui avait été antérieurement estimé.

Étant donné qu'il est fort possible qu'il y ait deux stocks distincts Nord-Ouest et Sud-Ouest et que ce n'est qu'en considérant ensemble les deux zones qu'un contraste est apparu dans les indices, l'effort de pêche ou dans les débarquements qui sont nécessaires pour estimer la productivité du stock, il plane encore une grande incertitude sur le niveau absolu de productivité du stock. Les premiers débarquements des senneurs vénézuéliens, qui semblent avoir chuté pour des raisons autres que l'abondance des poissons, fournissent la plupart du contraste pour les modèles. Lorsque ces débarquements ont été supprimés et que seul le modèle du Sud-Ouest a été exécuté, les estimations du modèle de production excédentaire état-espace de type bayésien et du modèle basé uniquement sur les captures se sont largement déplacées vers les limites des priors des valeurs d'entrée, ce qui indique un contraste insuffisant pour estimer la productivité du stock. Il y a donc une incertitude considérable dans la productivité absolue du stock, dont une partie est due à l'incertitude entourant la structure du stock dans l'Ouest.

Pour l'Est, la situation de débarquements accrus et de CPUE accrues (canneurs de Dakar et canneurs des Canaries) ou stables (PS UE en bancs libres et DCP) au cours de ces dernières années a créé une situation dynamique qui rend très difficile pour les modèles de production d'estimer la PME de façon fiable. Ceci peut être vu dans la hausse régulière des estimations de la PME à partir des modèles basés uniquement sur les captures (**Figure 64**) avec chaque année additionnelle de données. Pour le modèle BSP, la confusion entre les débarquements accrus et l'accroissement de la PME a fait que le modèle n'a convergé que lorsque les limites sur  $K$  (fixées à cinq fois les débarquements maximaux) ont été doublées, ce qui a eu pour effet de presque doubler les valeurs des points de référence. Ceci, conjugué à l'absence d'ajustement du modèle BSP à aucun des indices (**Figure 65**), signifie que nous avons très peu confiance aux résultats du modèle de production dans cette situation. Ce que nous pouvons dire avec une certaine certitude, c'est qu'aucun indicateur n'indique que le stock est surpêché. C'est pourquoi, comme il se passe à l'Ouest, les récents débarquements élevés, même s'ils se situent au-dessus de la PME, ne ramèneront vraisemblablement pas le stock en-dessous de  $B_{PME}$  d'ici plusieurs années, après quoi la réponse des débarquements et des indicateurs de CPUE à plusieurs années de forts débarquements pourrait être réévaluée.

Dans l'Est, plusieurs structures différentes de méta-population ont été considérées mais le modèle basé uniquement sur les prises n'a été évalué que pour les définitions de stocks de l'Est et du Sud-Est (**Figure 51**). Les résultats des modèles n'ont différé que dans l'ampleur absolue des débarquements et les points de référence résultants (**Figure 52**) mais pas dans le schéma historique ou la production actuelle par rapport à la PME. Ceci n'est guère surprenant car les définitions de stocks du Sud-Est et de l'Est ont dans une grande mesure la même tendance dans les débarquements et le modèle basé uniquement sur les captures ne tient pas compte de la CPUE, qui pourrait différer pour chaque stock. Donc, avec la même tendance des débarquements mais seulement une différence au niveau de l'ampleur, les définitions de stocks proposées pour le Sud-Est et les définitions de stocks actuelles pour l'Est présentent des résultats similaires de la situation.

### **6.3 Indicateurs des performances du listao de l'Atlantique en vue du développement de règles de contrôle de l'exploitation (HCR) spécifiquement élaborées**

Il est difficile de réaliser des évaluations de stocks quantitatives pour le listao et c'est pourquoi des méthodes de recherche alternatives sur l'état actuel des stocks sont nécessaires. Lors de la réunion du Groupe de travail permanent de l'ICCAT dédié au dialogue entre halieutes et gestionnaires des pêcheries (SWGSM), tenue à Barcelone en 2014, il a été décidé de recommander d'envisager l'emploi de règles de contrôle de l'exploitation (HCR) pour la gestion des pêcheries de listao et de développer les méthodes requises pour cette tâche. Comme première démarche visant à concevoir des HCR applicables, nous explorons l'information basée sur les tailles disponibles à l'ICCAT et les moyens éventuels de la rendre utile aux fins de la gestion de cette pêcherie.

Les mesures relatives à la taille (p.ex. longueur moyenne ou poids moyen, composition des tailles) sont depuis longtemps utilisées comme indicateurs de réponse au déclin des populations (Beverton et Holt, 1957; Smith 1994). Etant donné que les fréquences de taille de la capture sont parmi les données les plus faciles à recueillir, il est utile de savoir comment interpréter cette information dans le contexte de la formulation d'un avis de gestion des pêcheries. Ici, nous montrons des estimations préliminaires de la proportion du listao capturé en-dessous de sa taille de maturité ( $P_{mat}$ ), la proportion de listao qui consiste essentiellement en poissons de taille optimale ( $P_{opt}$ ), la taille à laquelle se produit la plus forte production d'une cohorte ; et  $P_{mega}$ , qui démontre la conservation de grands spécimens matures (Cope et Punt, 2009). Cette méthode a été tentée afin de décrire la pêcherie de listao par rapport aux normes de durabilité de la conservation de grands spécimens matures.

Ces indicateurs peuvent servir à contrôler l'état de la population par rapport à l'exploitation (**Figure 70**). Ces métriques, ajoutées dans un nouveau terme ( $P_{obj}$ ), peuvent être contrôlées afin d'éviter la surpêche de croissance et de recrutement, et leur lien quantitatif à l'état du stock fait l'objet d'études, même si leur capacité à estimer de futures prises soutenables dans des conditions d'équilibre est limitée.

Les paramètres ont été estimés à partir de la base de données de prise par taille disponibles de l'ICCAT, élaborée lors de cette réunion, comme suit :

$$P_{Mat} = \sum_{L_{mat}}^{L_{max}} P_L ; P_{Opt} = \sum_{0.9L_{opt}}^{1.1L_{opt}} P_L ; P_{Mega} = \sum_{1.1L_{opt}}^{L_{max}} P_L ; \\ P_{Obj} = P_{Mat} + P_{Opt} + P_{Mega} ;$$

Les paramètres estimés pour la pêcherie de listao de l'Est sont évalués avec l'arbre de décision décrit dans le document de Cope et Punt (2009, **Figure 2**). La somme des valeurs donne la valeur  $P_{obj}$  qui décrit la sélectivité de la pêcherie (indiquée dans des cases grises). Si l'on suit l'arbre vers le bas à partir de cette branche, la valeur correspondante de  $P_{mat}$  ou  $P_{opt}$  est interprétée pour déterminer si la biomasse du stock (SB) se trouve au point de référence cible (RP) ou en-dessus, dans ce cas 0,4 de  $B_0$ .

Comme analyse très préliminaire, nous portons sur un diagramme les indices estimés avec les paramètres suivants :  $L_{mat}=42\text{cm}$  et  $L_{opt}=47\text{cm}$  (**Figure 71**). Selon la boîte de décision, le  $P_{obj}$  estimé correspond à une pêcherie de poissons à maturité ( $1 < P_{obj} < 2$ ), qui suit les recommandations de durabilité de Froese (Froese, 2004). Au sein de la dernière distinction, une valeur  $P_{obj}$  entre 1 et 2 distingue clairement les schémas de sélectivité contenant des poissons immatures et de taille sous-optimale (p.ex. le schéma de sélectivité logistique) de ceux pour qui  $P_{obj}$  est égal à 2. La taille à maturité utilisée est de 42 cm (Gaertner, 2010; 2014), c'est-à-dire environ 0,9  $L_{opt}$ . Par rapport à  $P_{mat}$ , elle s'est établie légèrement au-dessus de 0,9 (ligne rouge en pointillés dans la **Figure 71**) depuis le début de son exploitation. D'après les recommandations formulées dans les travaux de Cope et Punt (2009), la pêcherie se rapprochera du point de référence de 0,4  $B_0$ . Ces estimations des points de référence des tailles n'ont pas pris en compte tous les poissons capturés, mais les poissons dépassant la taille de plein recrutement (40 cm).

La conception d'une règle de contrôle de l'exploitation exige que soient déterminés des niveaux recommandés de prise et de pêche afin de mener la pêcherie vers le point de référence souhaité avec une forte probabilité. La méthode présentée préliminairement fournit des points de référence sur les performances de la pêcherie, mais elle ne formule pas d'actions spécifiques à entreprendre pour chaque situation. Il convient d'explorer l'extension des méthodes basées sur la taille, telles que celles présentées ici, afin de développer des HCR quantitatives applicables.

Même si nous avons appliqué cette méthode d'une manière très préliminaire, cette approche et d'autres seront d'une importance capitale pour formuler un avis scientifique sur la ligne d'action appropriée à adopter afin de maintenir cette pêcherie à des niveaux soutenables. D'autres règles de contrôle de l'exploitation à envisager pour cette pêcherie incluent le processus de prise de décision dans un contexte plurispécifique, y compris l'état d'exploitation de l'albacore et du thon obèse, qui sont souvent présents dans les prises de listao.

## 7. Recommandations

### 7.1 Recherche et statistiques

Dans le but de caractériser l'effort de pêche associé aux deux principaux modes de pêche (opérations sur bancs libres et sous DCP) utilisés par les canneurs et les senneurs tropicaux, le groupe a recommandé que toutes les CPC soumettent à l'ICCAT la prise et le nombre d'opérations (totales et fructueuses) par mode de pêche (DCP et bancs libres) sur une base de 1°carré/mois.

Conformément aux dispositions de la Rec. 13-01, en vertu de laquelle les CPC doivent s'assurer que tous les senneurs, les canneurs et les navires de support battant leur pavillon, lorsqu'ils se livrent à des activités de pêche en association avec des dispositifs de concentration de poissons (DCP), recueillent et déclarent toutes les activités spécifiques aux DCP dans un carnet de pêche-DCP, le Groupe de travail a recommandé que les informations obtenues soient analysées et incorporées dans la procédure de standardisation.

Compte tenu du volume des données sur la prise et la taille des thonidés tropicaux non incluses dans la Tâche I et Tâche II par un certain nombre de flottilles (p.ex. en raison du débarquement de cette prise sur les marchés locaux africains tels qu'Abidjan), le Groupe de travail a recommandé que les CPC établissent un carnet de pêche et des programmes d'échantillonnage adéquats afin de garantir que la composition totale de la capture et la disposition de la prise soient intégralement quantifiées et déclarées dans le cadre des obligations en matière de déclaration statistique nationale. La collecte des données des carnets de pêche et des échantillonnages devrait reposer sur une coopération complète entre les CPC concernées et les scientifiques de Côte d'Ivoire responsables du programme d'échantillonnage des faux poissons mené à Abidjan.

Les participants de la réunion ont fait remarquer que les modes de pêche des principales pêcheries de senneurs (p.ex. du Ghana) sont classifiés selon un mode de pêche inconnu dans le fichier CATDIS de l'ICCAT. Par conséquent, le groupe recommande que ces prises non classifiées soient assignées à une prise sous DCP ou sur bancs libres, sur la base des connaissances scientifiques sur chaque pêcherie et période.

Dans le but d'améliorer la standardisation des CPUE des canneurs opérant depuis Dakar, il a été suggéré d'inclure des informations sur les caractéristiques du navire (taille, structure, etc.) ainsi que les dates des principaux changements des pratiques de pêche au fil des années (p.ex. le début et l'utilisation complète de la méthode de pêche en bancs associés, la mise en œuvre des DCP, etc.). En ce qui concerne la pêcherie de canneurs des îles Canaries, il a été suggéré d'étudier les années au cours desquelles la pêcherie a été suspendue pour des raisons commerciales afin de tenir compte de ce fait dans la procédure de standardisation.

En raison de l'incertitude entourant les principaux paramètres biologiques du listao (croissance par zone, mortalité naturelle par taille, etc.) et compte tenu du volume limité d'informations sur les mouvements et par conséquent sur la structure des stocks, le Groupe de travail a recommandé que le plan de travail recommandé dans l'étude de viabilité de l'AOTTP (en termes de couverture des expériences de marquage spatio-temporel et de gamme de classes de taille au moment de la remise à l'eau) soit intégralement adopté.

Étant donné que les données biologiques sur la reproduction, les zones de frai et la fécondité du listao n'ont pas été actualisées, le groupe a recommandé que des études sur la reproduction du listao, et d'autres thonidés tropicaux, soient réalisées dans l'Atlantique tropical à titre prioritaire.

En raison de la nature plurispécifique de la pêcherie de thonidés tropicaux, le groupe a recommandé que tout exercice de HCR appliquée au listao tienne compte de l'albacore et du thon obèse dans un contexte plurispécifique.

Afin de venir étayer les recommandations du SCRS concernant les pêcheries de thonidés tropicaux (rapport du SCRS de 2013, point 15.2) et compte tenu de l'importance des informations fournies par la CAS pour calculer plusieurs indicateurs des pêcheries, la HCR fondée sur la taille, l'évaluation de stocks fondée sur la taille et pour

évaluer les avantages des mesures de régulation spatio-temporelle, le Groupe de travail a recommandé que le Secrétariat de l'ICCAT mette en œuvre une procédure automatique afin d'élaborer chaque année une prise par taille par stock et une strate spatio-temporelle flexibles. Une procédure de ce type conviendrait particulièrement aux espèces, telles que le listao, pour lesquelles les CPUE sont faiblement corrélées avec l'abondance et par conséquent pour lesquelles les méthodes conventionnelles d'évaluation des stocks posent encore problème.

## 7.2 Avis de gestion

Étant donné que les résultats de l'évaluation n'étaient pas tous disponibles avant la fin de la réunion, le Groupe n'a pas pu formuler d'avis de gestion. Par conséquent, les recommandations de gestion seront reportées à des fins de discussion à la réunion du Groupe d'espèces sur les thonidés tropicaux.

## 8. Autres questions

### 8.1 Présentation de l'étude de faisabilité sur le Programme de marquage des thonidés tropicaux de l'océan Atlantique (AOTTP)

Le rapport de l'étude de faisabilité de l'AOTTP a été présenté au Groupe. L'étude de faisabilité a été réalisée de mars à mai 2014. Son objectif visait à vérifier la faisabilité technique d'un programme de marquage scientifique dans l'océan Atlantique, en tirant les leçons d'expériences antérieures, et à fournir des détails sur la mise en œuvre du projet (calendrier, ressources, coûts) en fonction de différents scénarios. L'étude de faisabilité a passé en revue l'historique et l'état actuel des pêcheries de thonidés dans l'océan Atlantique, y compris les aspects socio-économiques. Elle s'est également penchée sur différents scénarios ainsi que sur des stratégies de marquage et de récupération et a proposé des activités qui pourraient être mises en œuvre pendant l'AOTTP. La principale conclusion de l'étude de faisabilité est qu'un grand programme de marquage des thonidés dans l'océan Atlantique est viable, et qu'il devrait s'inspirer des expériences et des leçons apprises dans les programmes mis en œuvre dans les océans Pacifique et Indien.

Deux scénarios ont été identifiés en ce qui concerne l'affrètement des navires, le premier étant que deux navires sont affrétés pour toute la durée du programme, et le second que des navires différents sont affrétés dans les principales zones de l'océan Atlantique. Ce dernier a été recommandé sur une base technique, en gardant à l'esprit que la logistique associée à ce scénario sera beaucoup plus compliquée que pour le premier.

Même s'il faudra employer un large éventail de marques pour atteindre les résultats escomptés de l'AOTTP, c.-à-d. marques conventionnelles, électroniques (marques archives internes et pop-up), marques soniques et chimiques, pour atteindre les objectifs, des marques conventionnelles seraient essentiellement utilisées. Les activités de récupération devront être bien planifiées et des équipes dédiées devront être déployées dans les ports où les débarquements des senneurs et des canneurs sont importants, p.ex. à Abidjan, Tema et Dakar. Pour les autres lieux de débarquement, le programme devra collaborer avec des institutions locales, le secteur privé et d'autres parties prenantes qui travaillent avec les navires.

L'AOTTP offre également l'opportunité unique de développer les activités de renforcement des capacités des pays côtiers en développement dans la région. Les activités de renforcement des capacités sont prévues à trois niveaux pendant le programme :

- pendant les activités de marquage, en formant les scientifiques et techniciens nationaux aux techniques de marquage et à la collecte des données de marquage
- formation à la collecte des données récupérées et à l'échantillonnage pour les activités de récupération
- organisation d'ateliers sur l'analyse des données de marquage et leur interprétation ainsi que traduction de l'avis scientifique en mesures de gestion

Le renforcement des capacités devrait être mené en partenariat afin que les étudiants des pays en développement puissent réaliser des maîtrises et des doctorats en utilisant les données rassemblées pendant l'AOTTP.

Le Groupe a reconnu les résultats de l'étude de faisabilité et a approuvé le rapport. Certains ont signalé que les analyses statistiques n'avaient peut-être pas été complètement prises en compte dans le développement de la stratégie de marquage, et que les priorités devront être définies dans le cadre des résultats escomptés afin d'adapter la stratégie de marquage et le type de marques à utiliser pendant l'AOTTP. Le Groupe a fait remarquer que l'AOTTP était une opération unique et qu'une telle opportunité n'allait probablement pas se représenter avant

longtemps, il fallait donc tenter d'atteindre un maximum d'objectifs. En outre, la réalité du terrain et la logistique imposée par l'affrètement des navires ne permettent pas toujours de suivre une stratégie d'échantillonnage pré-conçue. Le Groupe a également fait remarquer que l'un des objectifs du programme de marquage sont les thonidés mineurs ou néritiques et il a par conséquent recommandé que l'étude de faisabilité inclue des plans détaillés visant à marquer les thons néritiques, ce qui sera très utile pour les pays côtiers et pour le renforcement des capacités. Le Groupe a suggéré par ailleurs que le programme pourrait travailler avec des fabricants afin de développer des marques électroniques spécifiques, plus simples et moins onéreuses, que celles qui existent aujourd'hui. Ces marques pourraient fournir des données indépendantes des pêcheries utiles.

Le Groupe a constaté que l'UE s'était montrée intéressée à financer une partie de l'AOTTP et qu'une demande de financement avait été présentée à DG-DevCo. Or, au moins 20% des actions devront être cofinancées par d'autres Parties contractantes, agences de financement, le secteur privé ou des ONG. Ce sera la condition nécessaire pour pouvoir avoir accès au financement de l'UE, si celui-ci est approuvé. Le Groupe a donc recommandé de développer une stratégie visant à contacter d'autres bailleurs de fonds potentiels.

Finalement, le Groupe a recommandé que des démarches soient entreprises au niveau de la Commission avant le démarrage du programme afin de garantir sa mise en œuvre sans heurts. Les questions suivantes devraient notamment être traitées dans les meilleurs délais :

- les navires affrétés par le programme devraient avoir accès aux eaux territoriales et aux ZEE afin de pêcher des appâts et des thonidés dans le cadre de ce programme scientifique
- des accords devront être conclus avec les pays de pêche à la senne afin de permettre l'accès aux données des carnets de pêche et la récupération des informations, telles que la date de récupération et le lieu de celle-ci. Ces accords devraient inclure les règles de confidentialité pour l'emploi de ces données
- la collaboration active des pays côtiers sera nécessaire pour la participation aux activités de marquage et de récupération

Le Groupe a noté que le rapport de l'étude de faisabilité n'était disponible qu'en français au moment de la réunion et il a recommandé que le Secrétariat traduise le rapport en anglais afin qu'il soit largement diffusé.

### *8.1.1 Études de simulation*

#### *Estimation des déplacements à partir des données de marquage conventionnel*

Le SCRS/14/089 présentait un modèle bayésien qui a été développé à partir de modèles antérieurs par Hilborn (1990), Xiao (1996) et Aires-Da-Silva *et al.* (2009) afin d'estimer les paramètres de déplacement des thonidés tropicaux à partir des données de marquage conventionnel. Le modèle consistait en deux parties, un modèle de dynamique des populations visant à estimer le nombre de poissons marqués au large chaque année et dans chaque zone, et un modèle de marquage visant à estimer le nombre de marques récupérées. Le modèle tenait compte de deux configurations régionales différentes. Un modèle de quatre régions de l'ensemble de l'océan Atlantique, séparant l'océan en régions du Nord-Ouest, Sud-Ouest, Nord-Est et Sud-Est, a été utilisé afin d'estimer les déplacements annuels du thon obèse à partir des données historiques de marquage conventionnel de l'ICCAT. Les déplacements étaient minimes entre les régions du Nord-Est et du Sud-Est, mais les paramètres n'ont pas été bien estimés pour d'autres régions en raison du volume limité de données dans l'Atlantique Ouest. Un modèle de huit régions, doté de zones de pêche statistiques basées sur celles de Fonteneau *et al.* (2000) représentant les principaux lieux de pêche dans l'Atlantique Est, permettrait d'estimer les déplacements à plus petite échelle observés dans les données de marquage. Ce modèle de huit régions sera approprié pour estimer les déplacements du listao à partir des données de marquage actuelles, tandis que le modèle de quatre régions sera vraisemblablement approprié pour estimer les déplacements de l'albacore.

Le Groupe a fait remarquer que les informations contenues dans les données de marquage disponibles étaient assez limitées et ne fournissaient pas beaucoup de renseignements sur le déplacement des thonidés tropicaux dans l'océan Atlantique, ce qui renforçait la nécessité de mettre en œuvre un programme de marquage qui recueillerait des données de bonne qualité.

Modèles de simulation visant à comparer des prototypes d'études alternatives pour les programmes de marquage

On a présenté au Groupe une mise à jour du modèle de simulation élaboré en 2013 dans le but de concevoir un programme de marquage. Un modèle individu-centré, structuré par âge, multi-états, de capture-récupération a été

élaboré sous R afin de simuler des stratégies de marquage pour le programme de marquage de thonidés dans l'océan Atlantique. Trois processus ont été modélisés pour créer des historiques de capture individuelles fondés sur des prédictions de probabilités de récupération de marques, y compris un processus de marquage, un modèle de dynamique des populations pour tenir compte de la mortalité naturelle et de la migration des spécimens dans les quatre régions géographiques (Amérique du Nord, Europe et Afrique du Nord, Amérique latine et Afrique de l'Ouest) et un processus de récupération des marques auprès des principales pêcheries qui opèrent dans l'océan Atlantique. Le modèle a été paramétré à l'aide de la dynamique de pêche d'une espèce de thonidés tropicaux, l'albacore, pour en démontrer l'utilité, mais le modèle est flexible pour paramétrier n'importe quelle espèce. Trois prototypes d'études ont été simulés afin de comparer le nombre prédit de marques récupérées par région pour 10.000 marques. La première simulation a postulé un marquage conventionnel et une couverture d'observateurs de 5% à bord de toutes les flottilles, la deuxième simulation a postulé un marquage conventionnel et une couverture d'observateurs de 50% sur des flottilles sélectionnées, et la troisième simulation a postulé un marquage génétique et 100% d'échantillonnage génétique de flottilles sélectionnées. Les résultats ont indiqué que l'on s'attendait à ce que les pêcheries de senneurs opérant en Afrique de l'Ouest récupéraient en un an le plus grand nombre de marques. Pour des périodes temporelles supérieures à un an, on a prédit que, sur 10.000 marques, peu d'entre elles seraient récupérées. La simulation a démontré que la détermination de l'âge des poissons récupérés était critique pour le modèle structuré par âge, sinon, il faudrait mettre au point un modèle simpliste de classe d'âge unique ou bien un modèle structuré par taille. Le modèle fait preuve d'une grande souplesse et peut être paramétré pour inclure l'hétérogénéité individuelle dans les probabilités de mortalité naturelle et de migration, définir le caractère saisonnier et la sélectivité des pêcheries afin de tenir compte adéquatement du laps de temps écoulé entre la remise à l'eau et la récupération ; de surcroît, d'autres flottilles peuvent être incluses en vue de pondérer les efforts alternatifs de marquage et de ré-échantillonnage. La simulation peut servir à estimer les ratios coûts-bénéfices de prototypes d'études alternatives de l'AOTTP, et à estimer l'équilibre entre d'une part l'effort d'échantillonnage et d'autre part les biais des paramètres et l'incertitude.

Le Groupe a constaté que les recommandations qu'il avait formulées l'année antérieure avaient été incorporées dans le modèle, qui s'était amélioré. Il est également noté que le modèle utilisait l'âge, mais qu'il serait utile qu'il soit fondé sur la taille, notamment pour les espèces pour lesquelles la détermination de l'âge à partir des pièces dures, comme les otolithes, n'était pas concluante.

#### Aperçu de PREFACE & AWA sur l'écologie des thonidés tropicaux de l'Atlantique et effets sur les économies des pêcheries d'Afrique de l'Ouest

Le document (SCRS/2014/077) a été présenté au Groupe de travail. Celui-ci décrivait deux projets, Preface (UE DG Env. FP7) et AWA (BMBF & IRD-MESR-MAEE) qui œuvreront pour renforcer la prédiction du climat atlantique tropical et de son impact en travaillant sur l'écosystème. L'Atlantique tropical est une région où règne une grande incertitude dans le système terre-climat : des modèles de climat très sophistiqués produisent de grosses erreurs systématiques ; de fortes incertitudes existent dans les rôles relatifs des facteurs internes et externes qui façonnent le changement climatique ; et l'on ne sait pas comment les écosystèmes marins répondent à la variabilité climatique et comment le changement climatique les impactera. En conséquence, les prédictions, basées sur les modèles, du climat atlantique tropical et ses impacts socio-économiques au niveau mondial sont très incertaines sur toutes les échelles de temps. À travers ces projets, l'expertise européenne et africaine combinera, à l'échelle régionale et mondiale, les capacités de modélisation, les expériences sur le terrain et les systèmes d'observation afin de : (i) réduire les incertitudes entourant nos connaissances sur le fonctionnement du climat atlantique tropical, les prévisions climatiques et les projections de changement climatique ; (ii) améliorer la simulation et la prédiction du climat atlantique tropical sur une échelle saisonnière et une échelle temporelle plus longue, et contribuer à mieux quantifier les impacts du changement climatique dans la région ; (iii) améliorer la compréhension des effets cumulatifs des nombreux facteurs de stress de la variabilité climatique, du changement climatique lié aux effets de serre et des pêcheries sur les écosystèmes marins, la diversité fonctionnelle, ainsi que des services écosystémiques dans l'Atlantique tropical ; (iv) évaluer les vulnérabilités socio-économiques et évaluer la résilience du bien-être des communautés de pêche ouest-africaines face aux changements écosystémiques dus au climat et aux marchés mondiaux. Afin d'atteindre quelques-uns de leurs objectifs, les projets analyseront notamment les caractéristiques de l'habitat dans la zone, sachant qu'il s'agit d'une approche prometteuse pour suivre à la trace les changements différentiels dans l'utilisation de l'habitat horizontal et vertical. Le marquage pop-up du thon obèse et de l'albacore fournira des données comportementales détaillées et permettra une conception expérimentale contrôlée sans dépendre de l'application de taux incertains de récupération des marques en provenance des pêcheries. Les projets Preface et AWA ont établi un accord de consortium et souhaiteraient entamer une collaboration avec l'ICCAT et d'autres partenaires en matière de : (i) expériences de marques (pop-up) du thon obèse et de l'albacore, (ii) dynamique des proies et de l'habitat des

thons dans le contexte du changement climatique, (iii) développement de modèles bio-économiques sur les thonidés tropicaux, (iv) analyse rétrospective de séries temporelles de débarquement de thonidés (essentiellement de listao), (v) renforcement des capacités en Afrique occidentale pour les étudiants, les techniciens et les scientifiques et tentative de créer une synergie entre les projets actuels et futurs en relation avec les communautés de l'ICCAT.

Le Groupe a noté que ces projets pourraient fournir des informations utiles pour l'évaluation de stock d'espèces dotées d'un lien étroit avec la productivité, mais que le Sous-comité des Écosystèmes serait le groupe idéal avec lequel collaborer. En outre, le Groupe a constaté que des initiatives similaires sont conduites dans le golfe du Mexique et que ces projets pourraient collaborer. En ce qui concerne les activités de marquage, les projets ne suivent pas exactement le même calendrier que l'AOTTP, mais le Groupe a signalé que des contacts ont été établis avec des scientifiques ayant réalisé un marquage pop-up des thonidés tropicaux étant donné qu'il est parfois difficile de marquer avec succès ces espèces et d'obtenir de bons résultats.

### ***8.2 Préparation des termes de référence visant à établir une procédure statistique d'élaboration de la CAS pour les espèces de thonidés tropicaux (albacore, thon obèse, listao)***

Le Secrétariat a fait savoir que, suite à la recommandation du Groupe d'espèces sur les thonidés tropicaux, un appel d'offres avait été lancé en mai 2014 dans le but de développer un algorithme statistique permettant d'élaborer automatiquement la prise par taille annuelle par stock et des strates spatio-temporelles souples ainsi que des méthodes statistiquement rigoureuses de substitution des données de taille de Tâche II manquantes par des strates précises (flottille, mode de pêche, temps-zone). Dans les deux cas, des codes documentés sous la forme d'un package R ont été sollicités.

Le développement d'une telle procédure fournirait un mécanisme solide et cohérent visant à estimer la CAS et permettrait au Secrétariat de répondre à la demande du Groupe d'espèces sur les thonidés tropicaux que la CAS des trois espèces (albacore, listao et thon obèse) soit actualisée lors de n'importe quelle réunion d'évaluation des stocks tropicaux.

Malheureusement, aucune offre n'a été reçue en réponse à cet appel.

Le Groupe a considéré que ce travail revêtait toujours une importance pour les espèces tropicales et a décidé de rediscuter de la proposition pendant la réunion du Groupe d'espèces sur les thonidés tropicaux.

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

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

## Références

- Aires-Da-Silva, A., Maunder, M.N., Gallucci, V.F., Kohler, N.E. and Hoey, J.J. 2009. A spatially structured tagging model to estimate movement and fishing mortality rates for the blue shark (*Prionace glauca*) in the North Atlantic Ocean. *Marine and Freshwater Research*, 60, 1029-1043.
- Anon. 2009. Report of the 2008 Yellowfin and Skipjack Stock Assessments (*Florianópolis, Brazil, July 21 to 29, 2008*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 64(3): 669-972.
- Anon. 2012. Report of the 2012 ISSF Stock Assessment Workshop: Understanding Purse Seine CPUE. ISSF Technical Report 2012-10.
- Anon. 2013. Report of the 2012 Meeting of the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods (*Madrid, Spain - April 16-20, 2012*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 69(3):1354-1426.
- Anon. 2014. Report of the 2013 Tropical Tuna Species Group Intersessional Meeting (*Tenerife, Spain - March 18-21, 2013*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70().
- Beverton, R.J.H., Holt, S.J. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. *Fishery Invest.*, Lond., Series 2, 19. 533 p.
- Cayré P., Farrugio H., 1986, Biologie de la reproduction du listao (*Katsuwonus pelamis*) de l'océan Atlantique. In: Symons, P.E.K., Miyake, P.M., Sakagawa, G.T. (Eds.), Proc. ICCAT conference on the international skipjack year program, Madrid, pp. 252–272.
- Cope, J.M. and A. E. Punt, 2009. Length based reference points for data-limited situations: Applications and restrictions.
- Fonteneau, A., Ariz, J., Gaertner, D., Nordstrom, V. and Pallares, P. 2000. Observed changes in the species composition of tuna schools in the Gulf of Guinea between 1981 and 1999, in relation with the Fish Aggregating Device fishery. *Aquatic Living Resources*, 13, 253-257.
- Froese, R. 2004. Keep it simple: three indicators to deal with overfishing. *Fish and Fisheries*, 5: 86-91.
- Gaertner, D. 2010. Estimates of historic changes in total mortality and selectivity for eastern Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*) from length composition data. *Aquatic Living Resources*, 23, 3-11.
- Gaertner, D. 2014. Indirect estimates of natural mortality rates for Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*) using life history parameters. SCRS/2014/073.
- Gaertner, D., Delgado de Molina, A., Ariz, J., Pianet, R., and Hallier, J.-P. (2008) Variability of the growth parameters of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) among areas in the eastern Atlantic: Analysis from tagging data within a meta-analysis approach. *Aquat Living Resour.* 21: 349-356.
- Gaertner D., Fonteneau A., and Laloe F. 2001. Approximate estimate of the maximum sustainable yield from catch data without detailed effort information: application to tuna fisheries. *Aquat. Living Resour.* 14: 1-9.
- Gedamke, T., and J.M. Hoenig. 2006. Estimating Mortality from Mean Length Data in Non-equilibrium Situations, with Application to the Assessment of Goosefish. *Trans. Amer. Fish. Soc.* 135:476-487.
- Hallier, J.P., and Gaertner, D. (2006) Estimated growth rate of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) from tagging surveys conducted in the Senegalese area (1996-1999) within a meta-analysis framework. Col. Vol. Sc. Pap. ICCAT, 59(2): 411-420.
- Hilborn, R. 1990. Determination of Fish Movement Patterns from Tag Recoveries using Maximum Likelihood Estimators. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 47, 635-643.
- Ingram, G. W., JR., W. J. Richards, J. T. Lamkin, B. Muhling. 2010. Annual indices of Atlantic bluefin tuna (*Thunnus thynnus*) larvae in the Gulf of Mexico developed using delta-lognormal and multivariate models. *Aquat. Living Resour.* 23:35-47.

- Martell, S. and R. Froese. 2012. A simple method for estimating MSY from catch and resilience. *Fish and Fisheries*, 14(4), 504-514.
- Maunder M., 2001. Growth of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the eastern Pacific Ocean, as estimated from tagging data. *Bull. IATTC* 22, 2: 95-131.
- Maunder, M. and Punt A. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches *Fisheries Research* 70 (2), 141-159.
- McAllister, M.K., G.P. and Kirkwood. 1998. Using Bayesian decision analysis to help achieve a precautionary approach to managing newly developing fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 55: 2642–2661.
- McAllister, M. K., E. K. Pikitch and E. A. Babcock. 2001. Using demographic methods to construct Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 58:1871-1890.
- McAllister, M.K., G.P. and Kirkwood. 1998. Using Bayesian decision analysis to help achieve a precautionary approach to managing newly developing fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 55: 2642–2661.
- Pagavino, M., y Gaertner, D. (1995) Ajuste de una curva de crecimiento a frecuencias de tallas de atún listado (*Katsuwonus pelamis*) pescado en el mar Caribe suroriental. *Coll. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 44(2): 303-309.
- Prager, M. H. 1992. ASPIC: A Surplus-Production Model Incorporating Covariates. *Coll. Vol. Sci. Pap., Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas (ICCAT)* 28: 218–229.
- Prager, M. H. 1994. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. *Fish. Bull. (U.S.)* 92: 374–389.
- Prager, M. H., C. Phillip Goodyear, and G. P. Scott. 1996. Application of a surplus-production model to a swordfish-like simulated stock with time-changing selectivity. *Trans. AFS* 125:729-740.
- Quinn, T.J., and R.B. Deriso. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Biological Resource Management Series. ISBN: 9780195076318. 560pp.
- Then, A. 2014. Studies of Mortality Estimation for Data-limited Fisheries. PhD dissertation, College of William and Mary.
- Torres-Irineo, E., Gaertner, D., Chassot, E., Dreyfus-León, M. 2014. Changes in fishing power and fishing strategies driven by new technologies: The case of tropical tuna purse seiners in the eastern Atlantic Ocean. *Fishery Research*, 155: 10-19.
- Schaefer, M. B. 1957. A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. *Inter-Am. Trop. Tuna Comm. Bull.* 2: 247–268.
- Scott G., Lopez J., 2014. The use of FADs in tuna fisheries. Directorate-general for Internal Policies, Policy Department B: Structural and cohesion policies, European Parliament, IP/B/PECH/IC/2013-123, pp. 70.
- Smith, T.D. 1994. Scaling fisheries: the science of measuring the effects of fishing, 1855-1955. Cambridge University Press.
- Vilela M.J.A., Castello J.P., 1991, Estudio de la edad y del crecimiento del barrilete *Katsuwonus pelamis*, en la region Sur y Sudeste de Brasil. Frente Marit. 9, 29-35.
- Walter J., Cass-Calay S. 2012. Identifying biologically implausible interannual variability in CPUE indices; with application to Atlantic yellowfin tuna. SCRS/2012/039.
- Wang X., Chen Y., Truesdell S., Xu L., Cao J., Guan W., 2014. The Large-Scale Deployment of Fish Aggregation Devices Alters Environmentally-Based Migratory Behavior of Skipjack Tuna in the Western Pacific Ocean. *PlosOne* 9(5) 6p.
- Xiao, Y. 1996. A framework for evaluating experimental designs for estimating rates of fish movement from tag recoveries. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 53, 1272-1280.

# INFORME DE LA REUNIÓN DE ICCAT DE 2014 DE EVALUACIÓN DE LOS STOCKS DE LISTADO DEL ATLÁNTICO ESTE Y OESTE

(Dakar, Senegal, 23 de junio a 1 de julio de 2014)

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

La reunión se celebró en Dakar, Senegal, del 23 de junio al 1 de julio de 2014. El Secretario General del Departamento de Pesca y Asuntos Marítimos de Senegal, Sr. Oumar Ndiaye, inauguró la reunión y deseó la bienvenida a los participantes. La Dra. Pilar Pallarés, en nombre del Secretario Ejecutivo de ICCAT, expresó su agradecimiento al Gobierno de Senegal por acoger la reunión y facilitar las disposiciones logísticas.

Presidió la reunión el Dr. Daniel Gaertner (UE-Francia), relator del Grupo de especies sobre listado. El Dr. Gaertner 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 9
H. Murua, A. Delgado de Molina	Sección 2
G. Scott, C. Palma	Sección 3
A. Fonteneau, J. Pereira	Sección 4
C. Brown, D. Die, H. Andrade	Sección 5
J. Walter, M. Lauretta, G. Merino	Sección 6
D. Gaertner	Sección 7
J. Million, D. Gaertner	Sección 8

## 2 Examen de los datos biológicos históricos y de nuevos datos sobre el listado

El listado es una especie gregaria que se encuentra en cardúmenes en las aguas tropicales y subtropicales de los tres océanos. El listado es la especie dominante que se captura bajo dispositivos de concentración de peces (DCP), en asociación con juveniles de rabil, patudo y otras especies de la fauna epipelágica. Es una especie que muestra una madurez temprana (en torno al primer año de vida), una gran fecundidad y que desova de forma oportunista durante todo el año en aguas cálidas, por encima de 25°C (Cayré y Farrugio, 1986). Se cree también que el listado es una especie de maduración más rápida y vida más corta que el rabil (Maunder, 2001).

La creciente utilización de DCP desde principios de los años noventa parece haber modificado la composición por especies de los bancos libres. Se ha observado, en efecto, que los bancos libres de especies mixtas eran bastante más frecuentes antes de la introducción de los DCP. Además, la asociación a los DCP podría afectar también a la biología (ingesta de alimentos, tasa de crecimiento, engorde de los listados) y a la ecología (tasa de desplazamiento, orientación del movimiento) del listado y del rabil.

En la siguiente tabla se resumen los parámetros biológicos adoptados por el SCRS y utilizados en la evaluación de listado del Atlántico (este y oeste) de 2014, basándose en la información presentada a la reunión sobre crecimiento, mortalidad y otros parámetros biológicos.

Listado (este y oeste)		
Parámetro	Evaluación de 2008	Evaluación de 2014
Mortalidad natural	Asumida como 0,8 para todas las edades	$L < 15 \text{ cm: } 12,01 * \text{Exp}((-0,08*L)+(0,0005*L^2))+1,77$ $L < 15 \text{ cm: } 12,01 * \text{Exp}((-0,08*L)+(0,0005*L^2))$ De la Tabla 6, Gaertner 2014 (este y oeste)
“Fecha de nacimiento” asumida de los peces de edad 0	14 de febrero (aproximadamente la mitad de la temporada de máxima reproducción).	14 de febrero (aproximadamente la mitad de la temporada de máxima reproducción).

Grupo plus	Edad 5+	Edad 5+
Tasas de crecimiento	$L \text{ (cm)} = 94,9 * [1 - \exp(-0,340 * t)]$ (Oeste) - Pagavino y Gaertner (1995)	Para el bootstrap del modelo de producción bayesiano de: Chu Vien Tinh, 2000; Tanabe et al., 2003; Chur y Zharov, 1983; Yao 1981 en Wild y Hampton, 1994; Uchiyama y Strushaker, 1981; Chi y Yang 1973 en Wild y Hampton, 1994; Joseph y Calkins, 1969 de la Tabla 3 en Gaertner 2014
	$L \text{ (cm)} = 97,258 * [1 - \exp(-0,251 * t)]$ (Este) - Hallier y Gaertner (2006)	
Pesos por edad	$W(\text{kg}) = 7,480 \times 10^{-6} * FL (\text{cm})^{3,253}$ (todo el Atlántico)	$W(\text{kg}) = 7,480 \times 10^{-6} * FL (\text{cm})^{3,253}$ (todo el Atlántico)
Calendario de madurez	Asumida como filo de cuchillo al principio de la edad 2.	Modelo A3-línea, fijado en cero para las edades 0 a 6 meses, incremento lineal a una tasa de 0,125 (1/8) desde los 7 a los 14 meses y finado en uno para 14+ meses.

## 2.1 Crecimiento

En el documento SCRS/2014/075 se revisa el crecimiento del listado en el Atlántico este, incluyendo los conocimientos actuales, las incertidumbres sobre el crecimiento del listado y la información sobre crecimiento recogida en los programas de marcado en el océano Atlántico y en otros océanos. Las recuperaciones de listados disponibles en el Atlántico parecen ser el conjunto de datos más valioso para evaluar el crecimiento, sin embargo, los datos de marcado son limitados en relación con la cobertura geográfica, el número de marcas, el tiempo limitado en libertad y la gama de tallas de los peces marcados. El crecimiento mucho más rápido del listado que ha sido observado en zonas templadas del Atlántico (Gaertner et al. 2008) se explica provisionalmente. El documento concluye que el modelo de von Bertalanffy podría no ser adecuado para describir el crecimiento del listado, debido al crecimiento rápido, durante la fase de pre-reclutamiento (entre el nacimiento y 40 cm) y porque los peces de una talla superior a esta podrían tener tasas de crecimiento diferentes para el listado en función de la zona (por ejemplo, migración estacional a aguas templadas y ecuatoriales). En otros océanos también se observa un crecimiento en dos estanzas para el listado. El Grupo discutió si los cambios en las tasas de crecimiento por zonas se debían a diferentes poblaciones o a diferentes tasas de crecimiento (compensación entre crecimiento y reproducción) entre zonas, el Grupo acordó que las tasas de crecimiento diferentes podría ser la explicación más plausible. El Grupo constató que solo se necesita un modelo de crecimiento si se considera un stock para el este y el oeste y, para este caso, el Grupo acordó que la curva de debería ser la presentada en dicho documento, asumiendo un crecimiento rápido del listado < 40 cm y un crecimiento medio para ejemplares más grandes entre las tasas de crecimiento de aguas ecuatoriales y aguas templadas. Si se utiliza más de una zona para el stock de listado del este, entonces deberían utilizarse curvas de crecimiento diferentes para las zonas templadas y ecuatoriales.

Una presentación sobre la estimación de crecimiento del listado obtenidas de la información de recuperación de marcas mostraba que, aunque es una información valiosa para las gamas de tallas pequeñas, la relativamente escasa información de recuperación de marcas está disponible para ejemplares más grandes de listado para aportar información a las estimaciones de  $L_{\infty}$  que dieron lugar a un error estándar elevado en  $L_{\infty}$  y a soluciones inestables para  $L_{\infty}$  en los bootstraps con algunas estimaciones biológicas no plausibles en algunas iteraciones (**Figura 1**). Los autores sugieren soluciones posibles y directrices futuras para mejorar la curva de crecimiento de listado como la aplicación de bootstraps alternativos con un remuestreo de residuos (para mantener las tallas de las muestras de peces más grandes y tiempos en libertad más largos, la utilización de modelos bayesianos con distribuciones previas en  $L_{\infty}$  y  $k$ , así como la inclusión de estimaciones de variabilidad estacional y stock (Gaertner et al. 2008).

El Grupo constató que para los modelos de producción excedente bayesianos se requería la formulación de una distribución previa en la tasa intrínseca de crecimiento de la población "r", y el Grupo acordó que esto podría obtenerse a través del análisis del ciclo vital de la distribución de  $L_{\infty}$  y  $k$ , lo que incluye la incertidumbre en su estimación (las estimaciones se presentan en el **Apéndice 4**).

## 2.2 Mortalidad natural

El documento SCRS/2014/073 presenta estimaciones indirectas de tasas de mortalidad natural del listado del Atlántico basadas en los parámetros del ciclo vital. En el documento M se estima para toda la población y por clases de talla, utilizando 7 y 4 estimadores diferentes, respectivamente, y utilizando el remuestreo de Monte Carlo para tener en cuenta la incertidumbre en los parámetros del ciclo vital. Tras omitir las estimaciones de un estimador de M de toda la población que se consideró muy bajo con respecto al valor de Z obtenido a partir de un método de talla media y de conformidad con el estado actualmente admitido de los stocks de listado, los 6

estimadores de M se promediaron y se estimó una M global de 1,27 (95% C. I., 1,04-1,52). Después se combinaron los 4 estimadores de M por talla con la M global para estimar una M por talla reescalada del siguiente modo: Asumiendo que la M global describe la mortalidad natural para las clases de talla de listado más representativas en la captura (por ejemplo, clase 40-45 cm FL), la M relativa por talla se calculó dividiendo cada M por talla por el valor de M en 40-45 cm FL. Estas M por talla relativas se reescalaron al nivel estimado de M total y se promediaron entre las cuatro ecuaciones para calcular un único vector de mortalidad natural por talla (**Figura 2**). La combinación del estimador fijo de M para toda la población y la M por talla permite integrar varios métodos y proporciona un vector de mortalidad natural por talla que refleja con mayor precisión el descenso en la mortalidad por talla que un valor constante simple de 0,8; utilizado habitual en las evaluaciones de stock de listado de ICCAT.

El Grupo constató que el valor de la mortalidad por talla estimado en el documento era superior que la M actualmente asumida por ICCAT y al mismo nivel que otras OROP de túnidos. Por tanto, el Grupo acuerda utilizar los valores estimados recientemente (SCRS/2014/073) para la evaluación actual de stock.

Una presentación de los estimadores de tasas de mortalidad basados en la talla proporciona una visión de los avances recientes en la estimación de las tasas de mortalidad a partir de datos de talla media, lo que incluye la utilización de información auxiliar sobre esfuerzo pesquero, tasas de captura y captura. A partir del estimador básico de tasa de mortalidad total en equilibrio basado en una muestra de Beverton y Holt, Gedamke y Hoenig (2006) pudieron desarrollar un estimador de tasas de mortalidad totales específicas por periodo (Z) que utiliza una serie temporal de observaciones de talla media. Este modelo no requiere condiciones en equilibrio (tasa de mortalidad constante en el tiempo). Resulta especialmente interesante la incorporación de los datos de esfuerzo pesquero en el modelo Gedamke-Hoening. Para cada año, la tasa de mortalidad total puede parametrizarse como  $qf + M$  donde  $q$  es el coeficiente de capturabilidad,  $f$  es el esfuerzo pesquero y  $M$  es la tasa de mortalidad natural. Por tanto, el problema de estimar tasas de mortalidad específicas del año pasa a ser el de estimar solo dos parámetros  $q$  y  $M$ . Resulta interesante señalar que las estimaciones de Z son mucho más fiables que las estimaciones de  $q$  y  $M$ . Cuando no se conoce el esfuerzo es posible sustituirlo en el modelo por el esfuerzo efectivo = captura total/captura por unidad de esfuerzo. Se está desarrollando un nuevo modelo en el que el modelo basado en la talla media y el esfuerzo se combina con un modelo de producción excedente.

El Grupo agradeció la presentación e información proporcionada, pero planteó preguntas sobre la viabilidad de aplicar dicha metodología al listado considerando que no se dispone de prospecciones directas, la dificultad de separar el esfuerzo de los cerqueros en DCP/bancos libres, así como los cambios en la talla media para especies con un corto periodo de vida como el listado, en las que la mayoría de la captura se basa en el reclutamiento puede reflejar cambios en el reclutamiento en vez de cambios en Z. Para aplicar estos métodos a especies con una vida corta debería haber una relación entre talla media y Z, ya que si la talla media explica solo los cambios en el reclutamiento (disponibilidad) el método no funciona. El Grupo acordó realizar un ejercicio para estimar la talla media para el listado del este y del oeste, utilizando una talla media estandarizada GLM para todas las flotas. El Grupo constató que no hay cambios significativos en la talla media en el periodo de tiempo investigado para ambos stocks, este y oeste, lo que se puede considerar un buen indicador del stock. Sin embargo, debería tenerse en cuenta que pequeños cambios en la talla media del listado pueden afectar a la mortalidad total de la especie (Gaertner 2010).

Se expuso una presentación sobre investigaciones recientes de los estimadores empíricos de tasa de mortalidad natural (M) basados en las características del ciclo vital. En dicha presentación, los estimadores de tasa de mortalidad natural se compararon observando el modo en que se predicen las estimaciones independientes de tasa de mortalidad natural a partir de la bibliografía. Se compiló conjunto de datos para 215 especies de peces compuesto de lo siguiente para cada especie: un estimación directa independiente de  $M$ , una estimación de edad máxima ( $t_{max}$ ), parámetros de crecimiento de von Bertalanffy ( $K$  y  $L_\infty$ ) y temperatura media del agua. Se realizó una validación cruzada en 10 divisiones para predecir los valores de  $M$ . Los métodos empíricos basados en  $t_{max}$  dieron mejores resultados que el enfoque Alverson-Carney basado en  $t_{max}$  y  $K$  que, a su vez, dio mejores resultados que los estimadores basados en  $K$ , o  $K$  y  $L_\infty$ , y temperatura media del agua. El mejor estimador dentro de una clase (por ejemplo, estimadores basados únicamente en  $t_{max}$ ) fue difícil de determinar. Then et al. recomienda (en revisión) que se utilice preferentemente un estimador basado en  $t_{max}$  en lugar de uno basado en parámetros de crecimiento o parámetros de crecimiento y temperatura del agua. El mejor estimador parece ser:  $M = 4,899 t_{max}^{-0,916}$ , error de predicción = 0,32 y  $M = 4,118 K^{0,73} L_\infty^{-0,33}$ , error de predicción = 0,6. La combinación de estimadores basados en  $t_{max}$  y parámetros de crecimiento como media ponderada no parece ofrecer ventaja alguna frente a la utilización de un estimador basado únicamente en  $t_{max}$ .

El Grupo preguntó si, cuando se dispone de una estimación empírica de  $M$ , sería mejor utilizar una estimación empírica o regresión lineal basada en  $t_{max}$  para evitar errores de proceso/estimación. El autor de la presentación comentó que el valor empírico, si se dispone de él, sería preferible siempre y cuando los datos/metodología aplicados para la estimación sean buenos. Asumiendo que la  $t_{max}$  de listado es 6 años, el estimador  $t_{max}$  proporciona una  $M$  de aproximadamente 0,8, la misma que se utilizó en la evaluación anterior.

### **2.3 Ecología (por ejemplo efecto del DCP en la ecología, medio ambiente del listado)**

El Grupo debatió algunos aspectos relacionados con la ecología del listado. Se presentó un documento reciente (Wang et al., 2014) con datos del Pacífico sobre la influencia de los DCP en el listado. En el documento se mostraba que el centro gravitatorio longitudinal para la captura de listado en DCP está menos afectado por amplios sucesos ENSO que el centro gravitario longitudinal de la captura en bancos libres, sin embargo los autores utilizaron la información de captura solo sin esfuerzo pesquero y/o conducta pesquera, que pueden ser un importante supuesto que afecte a la interpretación de los resultados del estudio.

El Grupo constató que en las jornadas de trabajo sobre almadrabas ecológicas, que se celebraron en Sète, Francia en enero 2014, se debatieron numerosos documentos que investigaban esta misma cuestión desde una perspectiva diferente. Por tanto, el Grupo recomendó que se proceda a una revisión exhaustiva de la bibliografía para la próxima reunión, de tal modo que puedan debatirse los efectos de los DCP en la biología, ecología y movimientos del listado y del rabil.

### **2.4 Revisión de la estructura de stocks del listado (2 componentes frente a 5)**

El documento SCRS/2014/073 presenta información sobre los patrones de movimiento y la estructura del stock de listado en el Atlántico para evaluar cuántos stocks de listado hay en el Atlántico. En el documento se debaten los movimientos del listado observados en el océano Atlántico basándose en un análisis de los datos de las pesquerías (capturas por talla y por estratos espaciales y temporales), datos medioambientales (sobre todo SST) y datos de recuperación de marcas en listado desde 1970. Su objetivo era evaluar la validez y límites de la hipótesis de dos stocks utilizada actualmente por ICCAT. Cuando los movimientos estacionales norte-sur están claros para el listado, la gama de estos movimientos de listado es bastante limitada en cuanto a su escala, con una distancia media de menos de 500 millas entre las posiciones de marcado y recuperación, las recuperaciones de listado son muy raramente observadas en distancias superiores a 1.500 millas (1% de las recuperaciones). Considerando estos movimientos limitados, los autores llegaron a la conclusión de que la población de listado presenta un alto grado de viscosidad en el Atlántico y que hay muy pocas probabilidades de mezcla entre el listado presente en Atlántico norte y el presente en el Atlántico sur. Los autores recomendaron que el marcado de listado debe realizarse para mejorar los limitados conocimientos científicos que existen actualmente sobre los movimientos del listado. Aunque los autores llegaron a la conclusión de que la hipótesis actual de dos stocks independientes (este y oeste) es realista para fines de ordenación, recomendaron que los indicadores de las pesquerías del stock y probablemente los futuros métodos de evaluación de stock deberían estructurarse basándose en zonas más pequeñas y homogéneas. A modo de ejemplo, se recomendaron siete zonas de estratificación para el análisis actual de indicadores del stock (**Figura 3**).

El documento también presentaba la distribución geográfica media de la captura de listado en relación con la temperatura del agua, específicamente la distribución de la captura en aguas cálidas de más de 25° C y aguas templadas con una SST inferior a 25° C (**Figura 41**). Los estratos espaciales y temporales en los que el listado se captura en aguas frías podrían ser predominantemente zonas de alimentación del listado, mientras que las capturas en aguas cálidas podrían corresponder predominantemente a zonas de reproducción del listado. Cabe señalar también que las capturas de listado en aguas frías <25° en la zona de Cabo López durante la principal temporada de pesca (tercer trimestre) son bastante artificiales; estas capturas se realizan en áreas frontales que no pueden identificarse en el análisis 5º/trimestre utilizado para elaborar esta figura. La zona de pesca de listado de Cabo López puede clasificarse fácilmente como una zona de aguas cálidas.

El Grupo constató que una de las razones del limitado movimiento observado en el Atlántico en comparación con otros océanos podría ser: (i) los escasos experimentos de marcado realizados en el oeste y (ii) la tasa inferior de recuperaciones de marcas a largo plazo (muy pocas en comparación con otros océanos), que pueden afectar a la conclusión sobre la distancia recorrida por el listado en el Atlántico. Basándose en las bajas tasas de intercambio a través de los 10° N de latitud que se muestran en los datos de marcado, el Grupo preguntó por la posibilidad de que existan dos unidades de ordenación diferentes delimitadas en 10° N. La razón de esto es que el stock del norte no es autónomo ya que la reproducción se produce en aguas ecuatoriales (sur de 10° N). El Grupo agradeció la revisión realizada y acordó basar el asesoramiento en materia de ordenación en la estructura

del stock adoptada actualmente de dos stocks (este y oeste), pero también desarrollar indicadores de las pesquerías para zonas más pequeñas (**Figura 3**) para realizar, a modo de ejercicio, la evaluación de stock con una estructura de stock diferente (Atlántico suroeste frente a Este ecuatorial).

### 3 Examen de la información pesquera directa

Esta sección describe el estado actual de las estadísticas de captura nominal de Tarea I (T1NC), Tarea II- captura y esfuerzo (T2CE) y Tarea II-información sobre talla (T2SZ) disponibles para la evaluación. También se describen las revisiones, correcciones y estimaciones preliminares de 2013, realizadas tanto para los datos de Tarea I como de Tarea II y, finalmente adoptadas por el Grupo para la evaluación.

Los ajustes consiguientes a las estimaciones preliminares de CATDIS de la Secretaría (desde 1950 a 2012) y CAS (de 1969 a 2013) también se documentan en esta sección, así como una descripción general de la información sobre mercado de listado disponible para la evaluación.

Se presentaron varios documentos al grupo en los que se actualizaba la información sobre pesquerías que dieron lugar a capturas de listado del Atlántico. A continuación se presenta una breve discusión de dichos documentos.

En el documento SCRS/2014/034 se facilitaban datos sobre captura fortuita de listado (*Katsuwonus pelamis*) capturado por las flotas de superficie españolas, curricaneros y cañeros que se dirigen al atún blanco (*Thunnus alalunga*) en el golfo de Vizcaya y en los caladeros del Atlántico nororiental. Las estadísticas de captura mensuales y las muestras de longitud a la horquilla se recopilaron en los principales puertos de desembarque a lo largo de la costa septentrional española durante la temporada de pesca de verano desde 2005 a 2012. En general, se capturaron menos de 100 t por año en esta pesquería entre 2005 y 2010, pero las capturas se incrementaron en 2011 y 2102 hasta 240 y 336 t, respectivamente. El Grupo tomó nota de esta aportación y acordó que los datos de captura y de frecuencias de tallas se incorporarían en la base de datos de ICCAT.

En el documento SCRS/2014/076 se presentaban las estadísticas disponibles para los años 2010 a 2013 para los atuneros que enarbolan pabellón de Guinea en aguas de alta mar. Sólo los datos de 2012 y 2013 están completos en lo que concierne a los cuadernos de pesca, e incluyen información sobre esfuerzo, captura y desembarques en las conserveras y en el mercado local de Abijan. Las estadísticas se basaron en los datos de los cuadernos de pesca, en los muestreos de tallas realizados a bordo tras la captura, utilizando el proceso de validación de datos europeo (AVDTH), así como el seguimiento de los desembarques de peces que se comercializan en el mercado local (por ejemplo, captura fortuita) en Abijan. La flota guineana estuvo compuesta por tres buques en 2013. La flota pesca sobre todo en objetivos flotantes (el 86% de los lances se realizaron sobre DCP en el periodo 2010-2013), y opera sobre todo en la región situada entre 2°N y 2°E. Las capturas de túnidos se situaron en 11.423 y 8.515 t en 2012 y 2013, respectivamente, de las cuales se estimó que el 86% era listado, el 10% rabil y el 4% una mezcla de patudo, atún blanco y otras especies. Una gran proporción de esta captura se vendió en el mercado de Côte d'Ivoire: 1.320 t, 4.015 t, 6.514 t y 4.600 t en 2010, 2011, 2012 y 2013, respectivamente, o casi el 50% de la producción total. Con el primer procesamiento de datos surgen una serie de cuestiones que deben plantearse en el futuro, lo que incluye la categorización de lances declarados en bancos libres, la composición por especies y la estructura de tallas por especies. El Grupo acogió con satisfacción los datos facilitados por los autores y recomendó que se lleve a cabo un seguimiento y análisis adicionales de los datos de Guinea y que los resultados se comuniquen en futuras reuniones.

Los documentos SCRS/2014/078, 79 y 80 proporcionan resúmenes de la pesquería de cerco tropical reciente española, de cebo vivo de las islas Canarias y sobre la captura y el esfuerzo de las flotas de cerco y cebo vivo europeas y asociadas. Estos documentos combinados presentan un balance estadístico resumido de la flota de cebo vivo y cerco europea y asimilada desde 1991 hasta 2013 (**Figura 4**). El documento presenta indicaciones sobre las características de la flota (tipo de pesquería por categoría), esfuerzo pesquero por tipo y categoría de tamaño de los buques, número de cuadrículas de 1º visitadas por la flota por año durante el periodo, capturas, esfuerzo y CPUE por especies para el cerco y cebo vivo, así como peso medio individual por especies y artes. También se presentan mapas de pesca que indican el despliegue de la flota en el Atlántico, así como la distribución espacial y temporal de las capturas de cerco de la flota europea y asimilada en 2013, en comparación con el escenario promedio 2008-2012. El Grupo apreció el trabajo realizado al compilar los documentos y constató que la información recogida proporciona una base importante para los trabajos del Grupo.

En el documento SCRS/2014/088 se proporcionaba una revisión de los datos de captura y esfuerzo y tallas de Ghana para el periodo 2006-2012. En 2013, se realizaron estimaciones similares para el periodo 1973-2005. Esta revisión mostraba que las capturas de listado de las flotas ghanesas eran notablemente más elevadas, superiores en un 28%, como media (en torno a 12.000 t/año) para el periodo 2006-2012, a lo que se había estimado

anteriormente (**Figura 5**). El Grupo acordó que los datos del documento SCRS/2014/088 representaban la mejor información disponible, y que deberían incorporarse a las bases de datos de ICCAT. Sin embargo, se constató que la gran cantidad de información sobre frecuencias de tallas recopilada en la flota ghanesa para dicho periodo no se había utilizado a la hora de estimar la composición por tallas total de las capturas, una deficiencia que el Grupo recomendó que se remediasen en el futuro.

En el documento SCRS/2014/063 se facilitaba un resumen de los datos recopilados (cantidades por tipo de buque y pabellón, composición por especies y estructura de tallas) desde 1982 para las capturas desembarcadas por las pesquerías de túndidos en Abijan y comercializadas en el mercado local. Se estimaron los desembarques de "faux poisson" entre 1982 y 2013 en el puerto de Abijan. Alcanzando una cifra superior a 30.000 t, los desembarques totales descendieron hasta 22.306 t en 2013. Con 18.134 t en 2013 el faux poisson desembarcado por los cerqueros responde del 81,2% de la cantidad total de 2013 (**Figura 6**). En años recientes, el listado responde de más del 30% de los desembarques de esta "captura fortuita", seguido por pequeños túndidos (bacoreta y melva, **Figura 7**). El Grupo constató, tal y como hizo anteriormente, que las estimaciones de faux poisson atribuidas a la flota ghanesa podrían representar un doble recuento de listado ya que al menos algunos de estos peces son medidos y muestrada en Tema. Sin embargo, la proporción exacta de la captura medida en Tema se desconoce, y el Grupo recomendó que se incorporen las estimaciones totales de faux poisson en la captura por talla y en las tablas de captura utilizadas para ulteriores análisis, pero sin atribuir las a ningún pabellón.

### **3.1 Tarea I (capturas)**

La Secretaría presentó al Grupo los datos de T1NC más actualizados para ambos stocks de listado, informando de que la mayor proporción de datos de 2013 no llegaron a la Secretaría antes de la fecha límite. Sin embargo, gracias a la rápida reacción del Presidente del Grupo y de la Secretaría se envió una solicitud de datos urgente a las CPC de ICCAT. Esta acción permitió (con algunas excepciones) incorporar toda la información que llegaba hasta la última semana en el sistema de bases de datos de ICCAT e integrarla en los datos presentados. El primer día de la reunión se presentaron otras series T1NC (BB y PS de Ghana desde 2006 a 2012; PS de Guinea (Rep.) de 2010 a 2013). Tras deliberar, el Grupo decidió aceptar, incorporar y utilizar toda la información disponible hasta el final del primer día de la reunión. Tras dicho periodo casi todas las pesquerías más importantes (con la excepción de Brasil y Venezuela para SKJ-W) estuvieron completas para 2013.

El Grupo revisó todas las series de captura de T1NC y realizó algunas correcciones y estimaciones preliminares. Las más importantes fueron:

- Marruecos (2012): captura LL añadida a HAND sin cambios en los totales.
- captura GILL Côte d'Ivoire 2011: corregida con el promedio de 2010 y 2012.
- BB y PS de Ghana revisada totalmente de 2006 a 2012 (SCRS/2014/088). Las capturas de 2013 se estimaron preliminarmente como un promedio de tres años (2010-2012).
- Guinea (Rep.) Las capturas de cerco de 2010 a 2013 se revisaron basándose en el documento SCRS/2014/076.
- Las capturas PS de Belice para 2012 y 2013 fueron corregidas por el Grupo (basándose en la información de los cuadernos de pesca).
- Las capturas HAND de Guinea Ecuatorial en 2010 se reclasificaron como PS.
- Las capturas LL comunicadas de Panamá muy improbables (2013 con 499 t) y Surinam (2012 con 374 t) se suprimieron de Tarea I (0 t) hasta que se obtenga una explicación.
- Traspasos para las capturas faltantes de 2013 como estimaciones preliminares: BB/UNCL de Brasil (promedio de los seis años anteriores), BB/PS/GILL de Venezuela (promedio de los tres años anteriores); RR de Estados Unidos (promedio de los tres años anteriores).

La T1NC final se presenta en la **Tabla 1** y **Figura 8**. Las estimaciones preliminares de 2013 del stock oriental indican unas capturas globales (22.739 t) similares a las de 2011 y 2012. La cifra de captura del stock occidental de 27.100 t para 2013 es muy incierta, debido sobre todo a la no disponibilidad de datos oficiales de los pabellones más importantes (Brasil y Venezuela).

### **3.2 Tarea II (captura-esfuerzo y muestras de talla)**

La información de Tarea II está compuesta por dos tipos distintos de conjuntos de datos: uno incluye la información sobre captura y esfuerzo (T2CE) y el otro incluye información sobre frecuencia de tallas (T2SZ). Ambos tipos pueden incluir datos observados (una gran parte identificados adecuadamente) o datos inferidos (extrapolaciones parciales o totales de la captura nominal de Tarea I (T1NC)).

Con los nuevos catálogos estándar del SCRS recientemente adoptados, la disponibilidad de ambos conjuntos de datos de Tarea II puede compararse con sus series respectivas de T1NC por “pesquería” (combinaciones pabellón/arte/región), clasificándose en orden decreciente de importancia (captura global del periodo analizado). A este efecto, la Secretaría presentó una versión actualizada de los catálogos de listado para ambos stock para el periodo 1980-2012. Los stocks SKJ-E y SKJ-W se presentan en las **Tablas 2 y 3**, respectivamente. El Grupo reconoció el esfuerzo de la Secretaría para implementar estas herramientas. Además, se propusieron varias mejoras (a saber, flexibilidad en los criterios de clasificación y estudiar la posibilidad de incluir indicadores de calidad de los datos, como puntuaciones cuantitativas ponderadas, etc.) que podrían incluirse en el futuro.

En relación con los datos en sí, la versión conocida corta de la base de datos de ICCAT (en MS-Acces) de las bases de datos T2CE (t2ce.mdb) y T2SZ (t2sz.mdb) se puso a disposición del Grupo. Además, algunas extracciones específicas de T2CE, sobre todo las series de captura y esfuerzo FAD/FSC 1991-2013 de las flotas tropicales de la UE (que tiene cinco tipos distintos de esfuerzo) se extrajeron de las bases de datos para la estandarización de la CPUE con modelos GLM.

### **3.3 Actualizaciones CATDIS**

El conjunto de datos CATDIS es una estimación que refleja las capturas T1NC de las nueve especies principales de ICCAT (lo que incluye el listado) estratificadas por trimestre y una cuadrícula de cuadrados de 5° x 5° (en lo sucesivo cuadrícula de 5x5), que cubre el periodo 1950-2012. Utiliza la mejor información disponible de Tarea II (sobre todo T2CE) y se actualiza una vez al año (en marzo/abril) para el Boletín Estadístico ICCAT ([www.iccat.int/en/pubs\\_sbull.htm](http://www.iccat.int/en/pubs_sbull.htm)) y su utilización por parte del SCRS.

Al inicio de la reunión, la Secretaría presentó las estimaciones más actualizadas (a abril de 2014) de CATDIS, indicando que CATDIS es la mejor opción disponible para probar la hipótesis de cinco stocks de listado. Las únicas desventajas identificadas fueron:

- a) El lapso de dos meses de las actualizaciones si se compara con la T1NC actual aprobada por el Grupo (que incluye las series totalmente revisadas de Ghana desde 2006 a 2012).
- b) No incluye 2013.

Para resolver la cuestión: a) el Grupo propuso un ajuste directo a CATDIS aplicando ratios simples año/stock (T1NC/CATDIS) a la serie completa CATDIS para sincronizar mejor las series, y de este modo incorporar en CATDIS las nuevas series aprobadas.

Las diferencias por stock/año entre CATDIS y T1NC y las ratios respectivas utilizadas se muestran en la **Tabla 4** para el listado del este desde 1980 (la única parte con discrepancias).

El mapa visual que se muestra en la **Figura 9** es el resultado de asignar el sistema de cuadrículas de 5x5 en CATDIS a los stocks. Finalmente en la **Tabla 5** y en las **Figuras 10 a 12** se presentan las cinco series de captura resultantes asociadas con los cinco stocks.

### **3.4 Estimaciones de CAS**

Al inicio de la reunión, la Secretaría presentó una versión preliminar de la actualización de la captura por talla (CAS) listado para el stock del Atlántico norte, desde 1975 hasta 2011. Posteriormente, esta versión fue revisada por el Grupo para incorporar todos los cambios adoptados en T1NC, y también para incluir los nuevos datos de Tarea II (T2CE y T2SZ). La urgente solicitud de los datos faltantes enviada por el Presidente del Grupo a las CPC de ICCAT permitió incorporar los datos más importantes de talla/CAS disponibles hasta 2012 (para ambos stocks). Para 2013, en lo que concierne al stock oriental, faltan las estimaciones de CAS de Ghana y para el stock occidental faltan las pesquerías más importantes (Brasil y Venezuela).

El Grupo realizó una revisión completa de las normas de sustitución estándar de listado utilizadas en las estimaciones de CAS (se añadieron algunas normas nuevas y otras se sustituyeron), y dichas normas se presentan en las **Tablas 6 y 7**.

La Secretaría realizó un procedimiento habitual que consiste en dividir la estimación total de CAS en dos procesos distintos:

- a) *Actualización de la CAS actual (1969-2006): creada para la última evaluación de listado (Anon. 2009):* estas estimaciones se revisan totalmente para tener en cuenta los grandes cambios en T1NC (como la corrección de especies tropicales de Ghana para 1996-2012, realizada durante la última reunión del SCRS), eliminación/reclasificación de algunas series T1NC, inclusión de nuevos datos T2SZ/CAS recuperados o reestimados, etc. El último año se elimina por defecto (generalmente los datos de dicho año son preliminares).
- b) *Nuevas estimaciones CAS (2006-2013):* este proceso crea por primera vez la CAS completa de estos años recientes, teniendo en cuenta toda la nueva información disponible sobre datos de Tarea I y Tarea II. Aquí es donde, ante la ausencia de datos de talla de una pesquería determinada en las dimensiones tiempo-espacio (combinaciones flota/arte/año/stock), se aplican las normas de sustitución.

El proceso de actualización actual de CAS/SKJ (a) tenía algunos cambios pequeños pero importantes, como la incorporación de todas las estimaciones de CAS de Ghana aprobados durante la reunión de túnidos tropicales de 2013 que se celebró en Tenerife (Anon. 2014). Estos cambios incluyen:

- Series de BB de Ghana (1973 a 1996 y 2005) y de PS de Ghana (1980-1987 y 2004-2005).
- Nuevas muestras de talla para 2004 (Cabo Verde) y 2005 (Cabo Verde y Senegal).
- Ajustes pertinentes (a saber, con este factor de extrapolación actualizado) de la CAS a los cambios realizados en las series T1NC de BB y PS de Ghana (corrección de especies de túnidos tropicales en las series de 1996 a 2005 realizadas por el SCRS en 2013).
- Estimaciones revisadas ahora de T1NC de faux poisson (MIX.FR+ES PS 1982-2004), sin el componente de faux poisson de Ghana (incluido oficialmente en las estadísticas de Tarea I).

El nuevo proceso de estimación de la CAS del listado (b) tuvo en cuenta todos los nuevos datos que llegaron hasta el final del segundo día de la reunión, en particular:

- CAS de BB y PS de Ghana desde 2006 a 2012 (SCRS/2014/088)
- Guinea (Rep.) CAS de PS para 2012 y 2013 (SCRS/2014/076).
- Frecuencias de tallas combinadas (todos los pabellones) de faux poisson desde 2007 a 2013 (SCRS/2014/063).
- Otras muestras de talla de conjuntos de datos que faltan recuperados durante la reunión (datos de flotas NEI-ETRO para 2006, PS de Cabo Verde 2001 y 2012).

Finalmente, se obtuvo una nueva versión de CAS que tenía en cuenta todos los cambios adoptados en T1NC y la nueva información de Tarea II, así como las normas de sustitución de listado totalmente revisadas. La comparación de la SOP (suma de productos) no muestra diferencias (menos del 1%) en peso entre los datos de la T1NC y la CAS por stock. Las matrices de CAS total por stock se presentan en la **Tabla 8** (SKJ-E) y **Figura 13** para SKJ-E, y en la **Tabla 9** y **Figura 14** para SKJ-W. Los pesos medios (obtenidos a partir de la CAS) por stock y arte principal se muestran en la **Figura 15**.

### **3.5 Otra información (marcado)**

En lo que concierne a la información sobre marcado convencional de listado, la Secretaría comunicó que no se han producido cambios importantes al conjunto de datos presentados a la última reunión del SCRS. Se colocaron un total de 40.500 marcas entre 1960 y 2011 (el 95% entre 1980 y 2002), y se recuperaron 6.700 marcas (ratio de recuperación de ~15%) la mayor parte entre 1981 y 2002. El tiempo en libertad de casi el 83% de los ejemplares marcados fue de 90 días, el 8% estuvo 180 días, el 3% 270 días (98% en el primer año y solo 2% en el segundo año). En la **Tabla 10** se resume la información sobre marcado convencional de listado disponible en la base de datos de ICCAT.

La gran mayoría de los listados se marcó en el stock oriental cerca de la zona tropical. Las recuperaciones se obtuvieron sobre todo en dicha zona. El desplazamiento recto entre la zona de colocación y recuperación se muestra en la **Figura 16**.

Un participante presentó información sobre un listado marcado en el golfo de Vizcaya el 14 de julio de 2012 que medía 50 cm, recuperado en los caladeros de los cerqueros tropicales el 13 de octubre de 2013, con 74 cm y que había recorrido 1.600 millas náuticas. El Grupo constató que, aunque la distancia recorrida estaba dentro de la distancia recorrida por el listado, esta recuperación es única porque es el listado marcado recuperado más al norte, justo en el límite septentrional de la zona de distribución de listado, recuperado en las aguas tropicales del Atlántico. Se informó al Grupo de que esta información se había enviado ya a la Secretaría de ICCAT.

### **3.6 Resumen de los progresos en la información de Tarea I y Tarea II disponible para la evaluación de stock de listado**

Las capturas totales realizadas en 2012 en el conjunto del océano Atlántico (incluyendo estimaciones de listado en el “faux poisson” desembarcado en Côte d’Ivoire) alcanzaron un récord histórico de 267.000 t. La captura estimada para 2013, aunque todavía es provisional, supera las 250.000 t y podría incrementarse a medida que se presenten más declaraciones, especialmente del Atlántico occidental (**Tabla 1** y **Figura 8**). Las capturas recientes suponen un incremento considerable en comparación con el promedio de capturas de los cinco años anteriores a 2010 (163.000 t). Sin embargo, en estas estimaciones de capturas es posible que las capturas de un segmento de la flota de Ghana, muestreadas en Tema, hayan sido objeto de un recuento doble en las estimaciones de faux poisson utilizadas por el Grupo.

Los diversos cambios que se han producido desde principios de los noventa en las pesquerías de listado (por ejemplo la utilización progresiva de los DCP y la expansión de la zona de pesca hacia el oeste y norte) han provocado un aumento de la capturabilidad del listado y de la proporción de la biomasa que se explota. En la actualidad, las principales pesquerías son las de cerco, en especial las de UE-España, Ghana, Belice, Panamá, UE-Francia, Guinea (Rep), Cabo Verde, Côte d’Ivoire, Guatemala y Curaçao, entre otras, seguidas por las pesquerías de cebo vivo de Ghana, UE-España, UE-Portugal, UE-Francia, Senegal y otras. Las estimaciones preliminares de las capturas de 2013 realizadas en el Atlántico este ascendieron a 229.200 t, aproximadamente el mismo nivel que en 2012, pero que representan un marcado incremento de aproximadamente el 42% en comparación con el promedio de 2007-2011 (**Figura 17**). Se constató un fuerte incremento en las capturas de listado de los cerqueros europeos, probablemente debido a los altos precios de venta de esta especie y al incremento del esfuerzo en DCP en años recientes (**Figura 4** y **Tabla 1**). La proporción de capturas en objetos flotantes ha seguido incrementándose hasta 2007, alcanzando aproximadamente el 90% de las capturas. Las elevadas capturas, inusuales para este tipo de pesca en aguas de Mauritania más allá de 15° N de latitud en 2012 y 2013 en agosto y noviembre reforzaron esta tendencia. Cabe señalar que las capturas se realizan en bancos de prácticamente una sola especie (**Figura 9**).

Las capturas no declaradas de algunas flotas de cerqueros se estimaron comparando los desembarques que habían sido objeto de seguimiento en puertos de África occidental y los datos de las conserveras con las capturas declaradas a ICCAT. El Grupo contó con la cooperación de varias CPC de esta región y del sector profesional a la hora de estimar estas capturas y, en años recientes, se han realizado revisiones importantes de los datos de los cerqueros así como de otras flotas desde 2005. Sobre todo, la composición por especies y la captura por talla de las flotas de cerco y cebo vivo de Ghana han sido objeto de una revisión exhaustiva. Esta revisión ha dado lugar a nuevas estimaciones de Tarea I y Tarea II captura y esfuerzo y talla para estas flotas para el periodo 1973-2012. Se prevé que pronto se dispondrá de estimaciones similares para el periodo 2006-2012. Esta revisión mostraba que las capturas de listado de la flota ghanesa eran notablemente más elevadas, como media en torno a 9.000 t/año para el periodo 1996-2005, a lo que se había estimado anteriormente (**Figura 5**).

Nuevas estimaciones del “faux poisson” indican valores cercanos a las 10.500 t/año entre 2005 y 2013 para el conjunto de los cerqueros que operan en el Atlántico este, aunque una parte de estas capturas podría estar incluida en las estimaciones de capturas comunicadas por algunas flotas (**Tabla 1**). Las estimaciones se incorporaron en la captura total utilizada para los análisis, lo que incluye la matriz de captura por talla.

En el Atlántico oeste la principal pesquería es la de cebo vivo de Brasil, seguida por la flota de cerqueros de Venezuela. Las capturas de 2013 en el Atlántico oeste se han estimado en 27.000 t, aunque no se comunicaron capturas de las flotas del oeste a tiempo para que fueran consideradas por el Grupo. Anteriormente se había constatado un fuerte incremento en 2012 (29% con respecto al promedio de capturas observado en los cinco años anteriores), debido sobre todo a las buenas capturas comunicadas por los barcos de cebo vivo brasileños (**Figura 18**). Sigue existiendo incertidumbre sobre si estas buenas capturas prosiguieron en 2013.

Es difícil estimar un esfuerzo pesquero efectivo para el listado en el Atlántico este porque esta especie no es siempre especie objetivo y porque además resulta difícil estimar el esfuerzo pesquero relacionado con la pesca en DCP y cuantificar la asistencia proporcionada por los buques auxiliares. El esfuerzo nominal del cerco, expresado en términos de capacidad de transporte (corregido por días en el mar), ha descendido de manera regular desde mediados de los noventa hasta 2006. Sin embargo, debido a los actos de piratería en el océano Índico, muchos cerqueros de la Unión Europea han transferido su esfuerzo al Atlántico este. Esta nueva situación, que se añade a la presencia de una flota relativamente nueva de cerqueros que opera desde Tema (Ghana) desde 2003 ha incrementado considerablemente la capacidad de transporte de la pesca con cerco en el Atlántico este desde entonces. El número de cerqueros de la UE en el Atlántico este que ha seguido esta tendencia se ha estabilizado desde 2010. El esfuerzo nominal de los barcos de cebo vivo permanece estable desde hace más de 20 años.

Se considera que el crecimiento de la potencia pesquera relacionado con la introducción de mejoras tecnológicas a bordo de los buques, así como con el desarrollo de la pesca sobre objetos flotantes, ha provocado un aumento en la eficacia de las distintas flotas desde principios de los noventa.

Respecto al Atlántico oeste, el esfuerzo de pesca de los buques brasileños de cebo vivo (a saber, la principal pesquería de listado en esta región), parece haberse estabilizado en el curso de los últimos 20 años.

#### **4 Indicadores de la pesquería**

El listado ha sido considerado por la mayoría de las OROP de túnidos como una especie especialmente difícil de evaluar. Estas dificultades se deben sobre todo al hecho de que el reclutamiento anual es una gran proporción de la biomasa total y a que resulta difícil caracterizar el efecto de la pesca en la población con datos pesqueros y métodos de evaluación de stock estándar. Las incertidumbres sobre la estructura del stock y las dificultades para estimar la CPUE de cerco que podrían considerarse proporcionales a la biomasa de listado, incrementan estas incertidumbres básicas.

Este problema estructural se debe sobre todo al desarrollo de los dispositivos de concentración de peces (DCP) que están desempeñando un papel importante en las pesquerías actuales de listado, mientras que los múltiples cambios en estas pesquerías con DCP siguen siendo poco conocidos por los científicos.

Además, las capturas de listado por parte de las pesquerías de palangre son tan bajas que es poco probable que produzca una elevada mortalidad por pesca en el listado y se considera que las tasas de captura no reflejan la abundancia del listado (mientras que el palangre reviste un gran interés para los demás stocks de túnidos).

Los indicadores basados en los datos pesqueros no pueden estimar adecuadamente la biomasa absoluta de listado o la mortalidad por pesca en los stocks de listado. Sin embargo, estos indicadores de las pesquerías podrían contribuir:

- a una mejor comprensión de los cambios en los stocks y pesquerías de listado y
- a inferir el estado de los stocks de listado (a saber si están sobre pescados o no).

A continuación se presentan ejemplos de estos indicadores básicos principales que han sido seleccionados, estimados y debatidos por el Grupo.

##### ***4.1 Indicadores de la pesquería de listado***

###### ***4.1.1 Capturas anuales***

###### ***4.1.1.1 Capturas anuales por stock***

En la **Figura 8** se muestran las capturas totales anuales por stock (Atlántico este y oeste). Este indicador es un indicador fundamental ya que su tendencia podría ser indicativa del estado del stock, por ejemplo, cuando se conocen la tendencia en el esfuerzo pesquero y las principales características biológicas (sobre todo la longevidad) del stock estudiado.

Se constató que las capturas de listado han sido bastante estables en el Atlántico occidental. Esta ausencia de contraste en las capturas anuales del Atlántico occidental constituye una dificultad estructural importante para los análisis de evaluación de stocks. Por el contrario, las capturas de listado en el Atlántico oriental se han incrementado de forma constante desde comienzos de los sesenta y sobre todo en años recientes (2010-2013).

Otro indicador de la tendencia de las capturas totales de listado en el Atlántico este se muestra también en la tasa relativa de incremento de la captura (RRCI o índice de Grainger y García), comparando la captura anual con la tendencia en la captura, representada mediante el promedio de capturas observadas durante los años anteriores (**Figura 19**). Este método, propuesto por Gaertner *et al.* 2001, permite comparar cada captura anual con el nivel alisado de los tres años anteriores (se utiliza un nivel de alisado de tres años debido a la corta duración de la vida de explotación del listado).

En los últimos cinco años se han observado incrementos sostenidos de las capturas de listado en el Atlántico oriental. En un periodo de incremento de la presión por pesca debido a los DCP y al incremento de los precios del listado, este incremento de las capturas podría ser indicativo de que las elevadas capturas recientes de listado serían sostenibles para un stock de listado explotado durante pocos años y que ha mostrado muy poca inercia en su respuesta a un incremento del esfuerzo.

Cabe señalar que las capturas totales de listado observadas en el Atlántico occidental (**Figura 8**) se deben a una combinación de capturas realizadas en el Atlántico suroccidental por la pesquería brasileña y en el Caribe y en el Atlántico noroccidental por una combinación de varias pesquerías. Estas capturas anuales en el Atlántico norte y suroccidental se muestran en la **Figura 20**.

En dicha Figura se puede observar que los niveles y tendencias en las capturas de listado presentan importantes diferencias entre ambas zonas. Las capturas meridionales son bastante estables con un nivel medio de 22.000 t (periodo 1982-2012) y muestran picos en años recientes, cuando las pesquerías de listado noroccidentales-caribeñas, en las que predomina Venezuela (72% de las capturas en el periodo 1982-2012) muestran un promedio de capturas más bajo (7.000 t durante el periodo 1950-2012) y picos marcados en las capturas durante dos periodos (1982-1985 y 1991-1993).

#### 4.1.1.2 Capturas anuales de listado por modo de pesca (DCP y bancos libres)

Esta información básica es importante ya que las pesquerías en DCP realizan la mayor parte de las capturas totales en el Atlántico oriental (56% de las capturas totales de listado durante el periodo 2009-2013).

En la **Figura 21** se muestra que en las capturas de listado predominan las capturas en DCP durante el periodo 1991-2013; este predominio de las capturas en DCP se ha incrementado en años recientes. En la figura también se muestra que las capturas de listado asociadas con DCP se mantuvieron bastante estables durante el periodo 1991-2009 (un periodo de descenso del esfuerzo), pero se incrementaron de forma constante desde 2009.

El porcentaje de capturas anuales realizadas por la flota de cerco en DCP y en bancos libres expresado en % de capturas asociadas con DCP es un buen indicador de la presión por pesca con DCP dirigida al listado. Este indicador se muestra en la **Figura 22** para la pesquería de cerco francesa y española activa en el Atlántico oriental.

Esta figura muestra que, aunque los porcentajes de capturas asociadas con DCP eran muy similares para las flotas de cerco francesa y española durante el periodo 1992-2004 (Francia 40% y España 45%), desde 2005, el porcentaje del cerco español ha experimentado un drástico aumento (un promedio del 67% para el periodo 2005-2013, con un máximo del 83% en 2013). Para Francia, el porcentaje de capturas asociadas con DCP descendió durante la primera parte del periodo y luego se incrementó desde 2008, pero en un nivel muy inferior (un promedio del 32% en el periodo 2005-2013 de capturas asociadas con DCP y del 45% en 2013).

#### 4.1.2 Talla y/o peso medio anual

En la **Figura 23** se muestra que el peso medio del listado capturado con cerco descendió constantemente durante el periodo 1991-2010, aunque se produjo un marcado incremento del peso medio en 2012 y 2013. Se constató que este incremento en el Atlántico oriental desde 2011 se debió sobre todo a las grandes capturas de listado de talla grande en aguas de Mauritania. Cabe señalar también que el listado capturado por barcos de cebo vivo en la misma zona septentrional es generalmente mucho más grande que el listado capturado por el cerco. También cabe señalar (tal y como se muestra en la **Figura 32**) que recientemente se ha capturado un número creciente de ejemplares muy pequeños y muy grandes de listado.

En la **Figura 24** se muestran las tallas medias de listado para los stocks Atlántico occidental y oriental. Tras un breve periodo de tendencias y valores similares, la talla media del listado del stock occidental se incrementó en más de un 10%, estableciendo una diferencia entre los stocks de aproximadamente un 16%. Esta diferencia se ha mantenido durante todo el periodo. En cuanto a las tendencias, la talla media de los ejemplares del stock oriental muestra una tendencia ligeramente decreciente, mientras que la talla media de los ejemplares del stock occidental se ha mantenido estable durante el periodo.

El Grupo también calculó la talla media por zona. A este efecto, basándose en las características de la pesquería, se consideraron cuatro grandes zonas:

- Zona 1: limitada por 10° N al norte y 30° W al oeste, y que incluye las zonas de muestreo de listado SJ72, SL73, SJ74, SJ77, SJ78 y SJ79.
- Zona 2: limitada por 10° N al sur y 30° W al oeste, y que incluye las zonas de muestreo de listado SJ71, SL75 y SJ76.
- Zona 3: limitada por 5° S al sur y 30° W al oeste, y que incluye las zonas de muestreo de listado SJ80, SL81, SJ82 y SJ83.
- Zona 4: limitada por 5° S al norte y 30° W al oeste, y que incluye la zona de muestreo de listado SJ84.

En la **Figura 25** se muestra la talla media del listado por zona. La talla media más alta corresponde a la zona suroccidental (zona 4) y los valores más pequeños corresponden a la zona ecuatorial y suroriental (zona 1). En los últimos veinte años, la talla media se ha mantenido estable en todas las zonas, aunque muy recientemente, en las zonas 1 y 3 se ha observado una tendencia creciente.

En lo que concierne al Atlántico oriental, se han hallado listados grandes en zonas cercanas a Senegal-Mauritania y Cabo López (**Figura 26**).

#### *4.1.3 Promedio anual de capturas del listado realizadas por cerqueros (flota de la UE)*

En la **Figura 27** se muestra el marcado incremento en las capturas medias anuales de listado por parte de los cerqueros de la UE durante el periodo 1980-2013. La figura muestra las bajas capturas anuales de en torno a 750 t que se produjeron a comienzos de los ochenta, mientras que desde 2011 las capturas medias anuales se han situado por encima de las 30.000 t. Este importante incremento observado en las capturas anuales de los cerqueros refleja el incremento de las estrategias de pesca dirigidas al listado por parte de la flota de cerco de la UE (y el correspondiente incremento de la utilización de DCP), pero también el incremento de la eficacia de dicha flota. Hay que considerar que durante la periodo inicial de 1980-1990 la flota de cerco de la UE no utilizó DCP y se dirigía sobre todo a bancos libres (o realizaba lances sobre objetos flotantes naturales).

#### *4.1.4 Capacidad de transporte de las flotas del Atlántico oriental*

La capacidad de transporte nominal de PS y BB en el Atlántico este y el número total de PS activos anualmente en la zona se muestran en la **Figura 28**. Esta figura muestra la estabilidad de la flota BB en el Atlántico este, mientras que la capacidad de transporte de la flota PS y el número de cerqueros experimentaron un marcado descenso durante el periodo 1982-2006, seguido de un incremento moderado desde 2006 (debido sobre todo a que los cerqueros regresaron del océano Índico por la piratería en Somalia):

#### *4.1.5. Captura anual por lance (lances en bancos libres y en DCP) y número anual de lances en DCP en el Atlántico oriental (solo para la flota de cerco de la UE)*

La captura de listado por lance tiende a ser bastante estable durante el periodo estudiado (**Figura 29**). La captura de listado por lance es mucho más elevada en los lances con DCP (en la que a menudo predomina el listado) que en los lances en bancos libres, en los que suele predominar el rabil. El promedio de captura por lance ha sido siempre mayor para la flota española que para la francesa (22,6 t/lance en DCP y 16,7 t/lance en DCP; respectivamente).

En la **Figura 30** se muestra que los números anuales de lances en bancos libres y en DCP fueron equivalentes hasta 1996 y que los lances sobre DCP han sido cada vez más predominantes en años recientes.

#### *4.1.6 Composición por especies de los lances en DCP en diferentes zonas (muestras multiespecíficas de la pesquería de cerco de la UE)*

La composición por especies de las muestras de capturas en DCP recogidas en los desembarques de la UE obtenidas siguiendo un esquema de muestreo multiespecífico durante el periodo 2000-2010 muestra diferencias significativas: el listado predomina en gran medida en los lances sobre DCP en la zona septentrional (norte de 10° N), mientras que la mayor parte de los lances en DCP en la zona ecuatorial presentan una composición multiespecífica (con aproximadamente 70% de listado y muy a menudo un mezcla de rabil y patudo, **Figura 31**).

#### *4.1.7 Matriz anual de captura por talla*

En las **Figuras 32** y **33** se muestra la captura anual por talla para los stocks de listado del Atlántico este y oeste, respectivamente. Para el stock oriental, la figura muestra los cambios anuales en la CAS de listado y la

importancia relativa anual de las tres clases de edad (0, 1 y +2 años), así como la talla de primera madurez como una función de la CAS anual observada. Tal y como se ha indicado antes, la CAS de listado pequeño ha sido subestimada antes de 2007 debido a la ausencia de CAS de faux poisson.

#### *4.1.8 Captura por talla total anual para cada stock: tendencia en las capturas anuales por categorías de tallas, provisionalmente por 3 categorías de edad (edades 0, 1 y 2+)*

Las capturas anuales de las tres categorías de listado en el Atlántico este, pequeña (0-46 cm), mediana (46-60 cm) y grande (más de 60 cm), que se corresponden aproximadamente con las captura de edades 0, 1 y 2+ (basadas en la figura CAS de 2014) se representan en la **Figura 4**.

Los principales resultados son:

- ❖ Tendencia creciente constante de las capturas de las edades 0 y 1.
- ❖ Niveles y tendencias casi idénticos de la CAS de edad 0 y 1, pero predominancia de la capturas de edad 0 desde 2007 debido a la incorporación de la CAS de faux poisson desde 2007 (dado que la CAS de faux poisson de listado no está disponible antes de 2007, antes de dicho año las capturas de edad 0 estaban subestimadas).
- ❖ Capturas estables de edad 2+ de listado durante 1975-2011, pero con un gran incremento en 2012 y 2013.

#### *4.1.9 Tamaño anual de la zona pescada anualmente con importantes capturas de listado*

El cambio en el tiempo del número de cuadrículas de 5°x5° explotadas en el Atlántico anualmente por todas las flotas (archivo CATDIS) con una captura anual de listado de más de 10 t se muestra en la **Figura 35**. Pueden identificarse tres periodos de cambios en los tamaños de las zonas explotadas con capturas de listado: un periodo inicial de 1969 a 1977 con una superficie en constante aumento; seguido del periodo 1978-1995 en el que la superficie se mantuvo estable y de un tercer periodo de 1995 a 2013 en el que se observa un marcado incremento de la zona explotada (alcanzando la máxima superficie en 2013).

#### *4.1.10 Capturas anuales de listado en zonas seleccionadas con elevadas capturas de listado*

En la **Figura 36** se muestran las tres cuadriculas más productivas anuales en términos de máximas capturas de listado. Se observan niveles bastante estables de mejores capturas de SKJ/5°, con una captura "de oro" histórica en 2013 (CPW415015). Esta cuadrícula 415.015 ha sido la más productiva CPW de listado durante 13 de los 23 años. Las cuadriculas de 5° "de oro" (promedio de 20.000 t) son más productivas que las demás ("plata" promedio de 12.00 t y "bronce" promedio de 10.000 t).

La **Figura 37** también muestra las cuadriculas de 5° en las que se han observado las capturas más elevadas de listado (1991-2013).

#### *4.1.11 Precios anuales de desembarques de listado*

Los cambios a lo largo de los años del precio medio anual del listado y rabil (corregidos para considerar la inflación en Estados Unidos y convertidos a dólares de 2013) en el mercado de Bangkok (**Figura 38**) muestran que los precios de listado fueron bastante constantes durante el periodo 1984-1998, bajaron mucho en el periodo 1999-2006 (hasta un mínimo de casi 500 dólares/t en 2000). Al periodo de bajos precios le siguió un periodo de incremento en los precios alcanzando un máximo de más de 2.000 dólares/t en 2013. La consecuencia del reciente incremento en los precios del listado ha sido la creciente presión por pesca en el stock de listado en el Atlántico. Cabe señalar que los precios del listado y rabil fueron muy similares en años recientes.

#### *4.1.12 Indicadores geográficos del listado*

La localización media de las capturas de listado del Atlántico para el periodo 1970-2012 (archivo CATDIS) se presenta en la **Figura 39**. Para las capturas de cerco de la UE se han producido cambios en las localizaciones de las capturas de listado en años recientes (2007-2013). Se ha observado una nueva importante zona de pesca en aguas de Mauritania y un incremento de las capturas al sur de 7° S (**Figura 40**).

Otro indicador geográfico de las pesquerías de listado es la distribución media de listado capturado en aguas cálidas y aguas templadas (a saber, SST superior a 25° e inferior a 25°, respectivamente, **Figura 41**. Véase el documento SCRS/2014/074 en el que esta aproximación se ha basado en capturas trimestrales y promedio de capturas en cuadrículas de 5° y SST).

El estrato espacial y temporal en el que el listado se captura en aguas frías podría caracterizarse como zonas de alimentación, mientras que las capturas en aguas cálidas podrían corresponder a estratos predominantemente reproductores para esta especie. Cabe señalar también que las capturas de listado en aguas frías <25° en la zona de Cabo López durante la principal temporada de pesca (tercer trimestre) son bastante artificiales; estas capturas se realizan en áreas frontales que no pueden identificarse en el análisis 5°/trimestre utilizado para elaborar esta figura. La zona de listado de Cabo López puede clasificarse fácilmente como una zona de aguas cálidas.

#### *4.1.13 Indicadores de los cambios en la potencia pesquera del cerco*

Está comúnmente admitido que la potencia pesquera de la flota de cerco se ha ido incrementando de forma permanente desde el comienzo de esta pesquería en 1962. La mayoría de estos cambios en la pesquería ya se han descrito, pero su efecto en la eficacia pesquera no ha sido estimado adecuadamente por los científicos. Sin embargo, el estudio de Torres-Ireneo et al. 2014 proporciona una visión interesante de los cambios técnicos observados en los cerqueros franceses durante el período 1981-2010. Estos cambios en cascada son una de las causas que explican la tendencia creciente de las CPUE nominales del listado y el incremento constante de la capturabilidad estimada por los modelos para la mayoría de las flotas de cerco. En la **Tabla 11** se resumen estos cambios.

#### *4.1.14 Capturas fortuitas anuales de patudo y rabil en las pesquerías con DCP dirigidas al listado*

Dado que la mayor parte de las pesquerías con DCP capturan una mezcla de listado y juveniles de rabil y patudo, resulta interesante realizar un seguimiento de las capturas anuales de patudo y rabil en la pesquería con DCP (**Figura 42**). Las capturas anuales de estas dos especies han sido muy similares durante el período estudiado y reflejan la misma tendencia decreciente durante años recientes, mientras que se ha observado un incremento en las capturas de listado. Esta importante divergencia entre las capturas recientes de listado y las capturas combinadas de juveniles de patudo y rabil asociadas con DCP podría deberse a varios factores: entre ellos, al incremento de las capturas de listado en la zona septentrional en la que las capturas de patudo y rabil no son frecuentes (**Figura 31**), así como a otras causas que no se han identificado todavía.

### **4.2 Indicadores de los stocks de rabil y patudo**

Durante la reunión del Grupo no se debatieron los indicadores de estas dos especies. Se presentaron dos documentos SCRS (SCRS/2014/081 y SCRS/2014/082). Dichos documentos desarrollan análisis y debates de los resultados de las CPUE del GLM de las pesquerías de palangre de Japón. Estas CPUE estandarizadas son elementos muy importantes en la mayoría de las evaluaciones de stock de estas dos especies, ya que estas CPUE estandarizadas con uno de los conjuntos de datos más importantes para perfeccionar los análisis de evaluaciones de stocks. Lamentablemente, estas CPUE estandarizadas no pueden calcularse para el listado debido a las escasas y bajas capturas en la pesquería de palangre de Japón.

Considerando la naturaleza mutilespecífica de la pesquería de cerco tropical, en la **Figura 43** se muestra la selectividad total (en DCP y en bancos libres) de las tres especies principales de túnidos tropicales con respecto a la talla de primera madurez. Se constató que el listado se sitúa a la derecha de la ojiva de madurez, lo que generalmente implica que estos stocks pueden pescarse más sin que existan impactos importantes en el potencial futuro de reproducción. Esto no sucede con el patudo y el rabil, ya que la selectividad de la pesca con DCP se sitúa al izquierdo de la ojiva de madurez, lo que implica que un nivel de presión por pesca muy bajo puede tener un impacto importante en el potencial futuro de reproducción.

## **5 Examen de la serie de captura por unidad de esfuerzo del listado**

### **5.1 Índices de abundancia relativa de listado (véanse los Apéndices 5-7 para la construcción y evaluación de las series de CPUE)**

Al inicio de la reunión se presentaron dos índices de abundancia relativa para las dos pesquerías principales que capturan listado, la pesquería de cebo vivo brasileña y la pesquería de palangre estadounidense (SCRS 2014/086

y SCRS/2014/091). Además, se presentó un tercer índice independiente para la parte del stock del golfo de México basado en datos de larvas (SCRS/2014/093). Lamentablemente, sólo se actualizó la CPUE de cebo vivo de Azores antes de la reunión y se presentó para el este, lo que forzó al Grupo a realizar análisis y actualizar los principales índices de abundancia relativa durante la reunión y redujo el tiempo que se pudo dedicar a ensayos de evaluación.

Basándose en los datos de captura/esfuerzo de Tarea II, el documento SCRS/2014/086 presenta una actualización para 1981/2011 del índice de cebo vivo brasileño presentado en 2008. Se consideraron tres zonas en las áreas septentrional y meridional que han sido pescadas solo durante una parte del año y una parte central donde el esfuerzo se extendió a lo largo de todo el año. Dado que los datos se agregaron por mes y cuadrícula de 1° y que el listado es el objetivo de la pesquería, hubo un 1% de los datos que tenían captura cero, por lo que dichos datos se ignoraron en el análisis. Se implementaron varios modelos GLM con diferentes estructuras, pero, finalmente se seleccionó el modelo CPUE log que se consideró la variable de respuesta más apropiada para su utilización en el análisis. Los únicos factores incorporados en el modelo son año, trimestre y zona, ya que los datos proceden de los datos de captura y esfuerzo de Tarea II de ICCAT. Dada la presencia de importantes interacciones se calcularon factores anuales promediando las predicciones de los factores zona y trimestre. Aunque no se dispone de datos para el año 2000, este índice se consideró continuo. El Grupo solicitó análisis adicionales de este conjunto de datos: utilizando modelos lineales mixtos generalizados en vez de limitarse a factores fijos (asumiendo efectos aleatorios en las interacciones) y utilizando diferentes ponderaciones a la hora de calcular valores medios de los índices estandarizados, condicionados por el plan de muestreo, cuando se utilice un enfoque de efectos fijos. Las nuevas estimaciones no divergieron mucho de las proporcionadas originalmente en el documento, por lo tanto, el Grupo decidió mantener los resultados originales incluidos en el documento SCRS/2014/086.

En el documento SCRS/2014/91 se presentaba un índice de abundancia relativa para 1992-2013 para la pesquería de palangre de Estados Unidos basada en datos observados. El listado es solo una de las muchas especies capturadas por esta pesquería y se considera captura fortuita. Se excluyeron de los análisis los datos de palangre correspondientes a operaciones de pesca dirigidas a los tiburones o en las que se utilizaron palangres demersales. La mayoría de las observaciones se produjo en el golfo de México y en la zona este de Estados Unidos, sobre todo en años recientes. Se utilizó un modelo delta para tener en cuenta la gran presencia de captura cero por observaciones de operación de pesca. Las tasas de captura nominal positiva y la proporción nominal de lances positivos muestran una tendencia creciente. Los factores explicativos considerados fueron año, trimestre, zona, especies objetivo y el número de bastones luminosos. Los modelos seleccionados para la proporción de lances positivos y captura de lances positivos contenían la misma estructura. El índice estandarizado resultante fluctuó sin una tendencia hasta finales de los noventa y después se incrementó en los años 2000. Este índice es menos preciso que el índice de larvas descrito posteriormente y que cubre el golfo de México. No se tuvieron en cuenta los cambios regulatorios de Estados Unidos asociados con la utilización de anzuelos circulares, pero éstos tuvieron lugar unos cuatro años antes del incremento observado en el índice. Dado el cambio en las reglamentaciones asociado con la imposición de anzuelos circulares en la pesquería de palangre y el impacto desconocido asociado con las tasas de captura de listado, el Grupo decidió dividir el índice en dos series separadas: 1992-2003 y 2004-2013.

En el documento SCRS/2014/093 se proporcionaba un índice de reproducción para el golfo de México para 1982-2012, basándose en los datos sobre larvas y en un método similar al presentado anteriormente para el atún rojo (Ingram et al. 2010). La presencia de listado en los lances de larvas de la prospección fue más coherente que la de las larvas de atún rojo, que se recogieron solo en unas pocas estaciones pero en gran número. La abundancia relativa de larvas se estimó corrigiendo el número de larvas observadas mediante un factor de corrección para tener en cuenta el efecto de la mortalidad por edad de las larvas. Esta corrección no debería crear sesgos pero depende del supuesto de que la mortalidad no cambia en los diferentes años. Este estudio podría ser un modelo para índices independientes de las pesquerías para los túnidos tropicales en las zonas en las que el stock es más abundante. Esto tiene un coste muy elevado, pero, al menos para el golfo de México, proporciona un índice con variabilidad interanual de la misma magnitud que otros índices disponibles dependientes de las pesquerías para el stock de listado del Atlántico oeste. Se constató que un proyecto regional financiado por la UE (PREFACE) prevé realizar prospecciones en el mar que podrían utilizarse como plataformas para probar la utilización de este método en la costa de África occidental.

Antes de la reunión se inició la estandarización de los datos de cebo vivo de Azores para el periodo 1963-2013, pero el documento no se había completado y los resultados se presentarán a la reunión del Grupo de especies como documento SCRS. Las capturas de listado son muy variables en esta pesquería en la que se captura también patudo. La flota tiene muchos tipos diferentes de buques, pero los buques más grandes desembarcan la

mayor parte de la captura. Esta pesquería es muy estacional, sobre todo durante el primer trimestre. Se prepararon dos conjuntos de datos diferentes, uno con todos los datos y otro con solo un subconjunto de la flota que ha pescado de forma más constante en el tiempo. Debido a los numerosos registros de captura cero, se utilizó el método delta. Algunos diagramas de diagnóstico muestran patrones no deseables, lamentablemente estos patrones no aportan información sobre si el índice representa solo la abundancia local o la abundancia total del stock. Se debatió la cuestión de que dicho índice presentaba una elevada variabilidad y el Grupo propuso intentar utilizar la SST para eliminar parte de dicha variabilidad. Durante la reunión se intentó explicar parte de la variabilidad de la CPUE utilizando la SST media mensual obtenida de los datos de satélite de NOAA. La SST pudo explicar la señal estacional que sigue la proporción de operaciones positivas, pero no la variabilidad interanual en la CPUE, por tanto se mantuvo el índice en su forma original y para la versión que utilizaba el subconjunto de flota.

El Grupo realizó la estandarización de las tasas de captura de la flota BB de las Islas Canarias para el periodo 1980-2013 (**Apéndice 5**). En el documento SCRS/2014/079 se presenta información detallada sobre la pesquería y sobre el origen de la información. El método de estandarización utilizó una distribución de modelo delta lognormal. Los factores explicativos más importantes para el modelo binomial de la proporción de positivos fueron Año, Trimestre e interacción Año\*Trimestre (considerada como una interacción aleatoria). En lo que concierne al modelo lognormal, los factores explicativos más significativos fueron Año, Trimestre y Flota, así como las interacciones Año \* Trimestre y Año \* Flota. El Grupo debatió los problemas potenciales relacionados con este índice de CPUE, lo que incluye la necesidad de incorporar el efecto de la estrategia de pesca en función de la especie objetivo en el proceso de estandarización y la incidencia de periodos de cese de la actividad de pesca de rabil debido al descenso de los precios. En cuanto a las implicaciones del efecto de no incorporar la estrategia de pesca en función de la especie objetivo como un factor explicativo, el Grupo indicó que en cierto modo se incorporaba en el modelo mediante el componente binomial. La distribución de la proporción de listado en las capturas totales por marea reflejaba la distribución de la proporción de operaciones positivas, por lo que resultaría redundante.

El Grupo también trató de estandarizar la CPUE de la pesquería de cebo vivo de Dakar, utilizando sobre todo la información disponible en la base de datos de Tarea II de ICCAT. Las variables consideradas fueron la captura total de listado, rabil y patudo, el esfuerzo, el precio medio por año, trimestre y pabellón. La variable “especie objetivo” se definió con tres categorías en función de la proporción del peso de listado en las capturas. Dada la ausencia de registros con capturas cero de listado, el método de estandarización utilizó una distribución de modelo lognormal. Los detalles de los análisis se muestran en el **Apéndice 6**.

Durante la reunión se procedió a la estandarización de los datos de la flota de cerco de la UE (España y Francia) para la pesca de 1990-2012 en la zona ecuatorial (entre 10° N y 10° S). Las tasas de captura estandarizadas de listado capturado por los cerqueros franceses y españoles se calcularon utilizando un modelo lineal generalizado delta-lognormal. La descripción del conjunto de datos y el proceso utilizado para desglosar el esfuerzo entre bancos libres y bancos asociados con DCP se incluye en el **Apéndice 7**. Las variables explicativas año, mes, zona, flota (francesa o española) y especialmente el tipo de pesquería (en bancos libres o en DCP) demostraron que era importante explicar la variabilidad de la captura por unidad de esfuerzo. Los análisis de sensibilidad mostraron que los cierres no afectan mucho a las estimaciones de las CPUE estandarizadas. El precio del listado (ajustado a la inflación) se probó como factor, pero no fue seleccionado como significativo en el modelo final. Pueden consultarse más detalles en el documento SCRS/2014/094. La variabilidad general del índice estandarizado fue relativamente pequeña. Se observó una tendencia ligeramente decreciente hasta 1997, seguida de un incremento hasta 2005 y luego un ligero descenso hasta 2012. Había tres índices de abundancia relativa adicionales basados en la CPUE procedentes de la última evaluación, pero para los cuales no hay actualizaciones: caña y carrete de Estados Unidos (1982-2005), cerco venezolano (1982-2005), y flota de cerco de la UE que pesca en bancos libres en aguas de Senegal y Mauritania (1980-2006).

El Grupo utilizó las directrices de evaluación de CPUE facilitadas por el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock (Anon. 2013) para resumir la importancia y calidad de la información facilitada por cada índice de abundancia relativa presentado a la reunión. El Grupo modificó la descripción de cada clasificación específica para que fuera más útil para los índices de abundancia relativa para los túnidos tropicales. La metodología propuesta por Walter y Cass-Calay (2012) se utilizó para determinar los límites de la variabilidad biológica plausibles para cada índice. Se obtuvieron la biomasa relativa al inicio de cada serie temporal y  $r$  de la última evaluación de stock de listado (ICCAT 2009). Las clasificaciones resumidas de los diferentes criterios (**Tabla 12**) se utilizaron para informar al Grupo durante los debates de si los índices habían sido suficientemente bien estimados o incluían datos informativos para su utilización en la evaluación.

Para el stock occidental, se aceptaron todos los índices para la evaluación, con la excepción del índice de caña y carrete de Estados Unidos que no fue aceptado porque indexaba la misma parte de la población que el índice de palangre de Estados Unidos presentado a la reunión. Además, se cree que los datos de caña y carrete son menos fiables para el listado que los datos de los observadores de palangre debido a la diferencia en la calidad de las observaciones de los observadores y de los pescadores de recreo. Por lo tanto los índices finales utilizados para la evaluación del stock occidental fueron: cebo vivo de Brasil, cerco de Venezuela, palangre de Estados Unidos e índice de larvas del golfo de México (**Figura 44** y **Tabla 13**). Los índices occidentales tienden a mostrar una amplia variabilidad interanual y una ligera tendencia creciente desde 2000.

Para el stock oriental se aceptaron todos los índices, incluidos los dos índices de cerco, ya que cubren distintas zonas geográficas de la pesquería (**Figura 45** y **Tabla 14**). Tres de los índices, cebo vivo de Canarias, cebo vivo de Azores y pesca con cerco de la UE en bancos libres en aguas de Senegal y Mauritania mostraban una variabilidad muy elevada. Los índices de la pesca con cebo vivo en Dakar y con cerco en la zona ecuatorial de la UE son considerablemente menos variables. No hay una tendencia clara para estos índices, excepto un ligero incremento general.

El Grupo desarrolló opciones para ponderaciones estadísticas que podrían asociarse con índices de abundancia relativa para controlar su contribución al ajuste del modelo. Al igual que en ocasiones anteriores, se decidió que la ponderación debería representar la zona cubierta por una pesquería con respecto a la zona total ocupada por el stock y la proporción de la captura total realizada por una pesquería determinada (**Tabla 15**). Para los índices del stock occidental, las ponderaciones por zona para US LL, BRA BB y VEN PS, se obtuvieron de la evaluación de stock de rabil de 2011. Para el índice de larvas del golfo de México se utilizaron las ponderaciones asociadas con la flota de palangre de Estados Unidos que opera en el golfo de México. Las ponderaciones por captura para el índice de larvas del golfo de México se basaron en la captura de la flota de palangre del golfo de México. Las ponderaciones por captura para los índices de palangre de Estados Unidos se basaron en las capturas de palangre pelágico estadounidense.

Para los índices del stock oriental, las ponderaciones por zona para BB Canarias, BB Azores y BB Dakar se obtuvieron de la evaluación de stock de rabil de 2011. Las ponderaciones por capturas se estimaron a partir de los datos de captura de Tarea I como la proporción de la captura total en cada zona (este y oeste). Las capturas de cebo vivo ETRO de UE-España se utilizaron para los índices de cebo vivo de Dakar y las capturas de cebo vivo de UE-España se utilizaron para los índices de cebo vivo de las islas Canarias. Los índices de cebo vivo de Azores se ponderaron utilizando las capturas de cebo vivo de UE-Portugal. Los índices de cerco de la UE se ponderaron como la suma de las capturas de cerco de UE-Francia y UE-España.

## **5.2 Estimaciones de cambios en la capturabilidad en la pesquería de cerco de la UE**

Las dificultades en la estimación de cambios en la capturabilidad en los índices del cerco atunero, especialmente las asociadas con la pesca sobre DCP (Scott y López 2014), han estado sujetas grandes revisiones recientes (Anón. 2012), sin embargo, estas dificultades están aún sin solventar. Un proyecto actual de investigación de la UE (CECOFAD) está realizando esfuerzos para recopilar nuevos datos que podrían ayudar al Grupo, pero dicho proyecto aún debe producir estimaciones que se puedan utilizar en el proceso de evaluación.

Durante la última evaluación de listado, se asumió que el cerco de la UE aumentó su capturabilidad en un 3% al año, aunque las estimaciones de aumento para los años más recientes sugerían aumentos de hasta el 5%. Con el fin de actualizar estas estimaciones, el Grupo llevó a cabo un nuevo análisis utilizando observaciones de CPUE de la pesquería de cerco de la UE. El supuesto de este análisis es que los cambios relativos en los patudos juveniles podría ser una aproximación para los experimentados por la capturabilidad del listado, principalmente porque ambos se capturan juntos en los cardúmenes mixtos asociados con DCP. Estos patudos son principalmente de cero y un año (**Figura 46**) y por tanto, los índices de CPUE del cerco se han asignado a elaborar índices de estas dos clases anuales en los modelos estructurados por edad usados en las evaluaciones de patudo. Durante las evaluaciones de 2010, se realizó un ensayo de VPA que no utilizaba los índices de cerco (ensayo 6). En teoría, este ensayo proporciona estimaciones de los números de edad cero y un año que no están influidos por la CPUE del cerco. Sin embargo, el ensayo utiliza la información de captura por edad del cerco. Las estimaciones de los número de patudos de cero y un año del ensayo 6 se transformaron en biomasa multiplicándolos por el peso medio por edad del patudo capturado por el cerco de la UE que es de 2,3 kg para los peces de edad cero y de 5 kg para los peces de edad uno (Evaluación de patudo, 2010). De acuerdo con estos cálculos, la biomasa del patudo de edad 0 y 1 descendió en aproximadamente la mitad desde 1975 hasta 2008 (**Figura 47**). Por otra parte, la CPUE del cerco español para el patudo (DCP y banco libre combinados) se triplicó aproximadamente desde 1979 hasta 2008. Las estimaciones de la CPUE para la flota de cerco combinada de UE-Francia y UE-España, independientemente de si se combinan las capturas sobre banco libre y DCP o se separan, presentaba también grandes aumentos en la CPUE desde 1991 hasta 2013 (**Figura 48**).

En teoría, la CPUE del cerco debería ser un índice de la biomasa de edad 0 y 1 del patudo, pero claramente las dos tienen tendencias opuestas. Si asumimos que las diferencias en estas tendencias son únicamente resultado de cambios en la capturabilidad, es posible estimar  $q_{year}$  y por tanto el cambio medio en  $q$  para cualquier año.

$$q_{year} = \frac{cpue_{year}}{Biomass_{year}}$$

Se obtuvieron las estimaciones de la capturabilidad por año para el patudo para el cerco de UE-España, el cerco de la UE (DCP+banco libre), cerco de la UE (DCP) y cerco de la UE (banco libre) (**Figura 49**) y muestran en todos los casos un grado variable de aumentos en el tiempo. Tal y como se esperaba las estimaciones de capturabilidad del cerco sobre banco libre son siempre inferiores a las de los DCP. Para la flota de cerco de la UE, la ratio de la capturabilidad entre DCP y banco libre para el periodo 1991-2008 no muestra un cambio significativo, aunque varía sustancialmente entre los años y alcanza una media de 4,4 (**Figura 50**).

Teniendo en cuenta las estimaciones de capturabilidad obtenidas para las diferentes series de CPUE de patudo para el cerco, es posible calcular un incremento medio anal en  $q$ . Esto se logró ajustando una regresión lineal de  $q$  como una función de año, calculando la estimación de  $q$  a partir de la regresión para el último y el primer año y dividiendo por el número de años de la serie. Esto se hizo para toda la serie de CPUE del cerco disponible y para dos periodos para la serie de CPUE española: antes y después de 1991 (**Tabla 16**).

Las estimaciones del aumento en porcentaje de  $q$  son sensibles a la inclusión de los últimos tres años de estimaciones de biomasa (2006-2008), que deberían ser también los años en los que los números estimados de edad cero y uno son más inciertos. Eliminar estas estimaciones de  $q$  conduce a una interpretación más coherente de los cambios en  $q$ . Los aumentos en  $q$  para el cerco podrían haber sido de aproximadamente el 2,5% por año en los 80 y los 90. Desde 1991 hasta 2005, este aumento ha sido de cerca del 6%. Los aumentos en la  $q$  asociada con banco libre (aproximadamente 7,5%) habrían sido ligeramente superiores a los de los DCP (6%). El hecho de que los aumentos en la  $q$  total del cerco correspondan al valor de los DCP es la consecuencia de que la mayoría de la captura de patudo realizada con cerco se produce en cardúmenes asociados con DCP.

Es importante señalar que estos aumentos podrían considerarse los límites superiores de posibles aumentos de la capturabilidad que se han producido porque están condicionados al supuesto de que las diferencias entre las estimaciones de biomasa a partir de los modelos de evaluación y las que proporciona el índice del cerco son únicamente el resultado de un aumento de la capturabilidad.

El Grupo discutió si estos aparentes aumentos en la capturabilidad del patudo podrían ser aplicables al listado. Para el periodo anterior a 1991, el aumento estimado en  $q$  de 2,5% mencionado antes es similar al valor de 3% utilizado en previas evaluaciones de listado, por lo tanto se acordó seguir utilizando un aumento del 3% para los índices del cerco de banco libre+DCP anteriores a 1991. Las estimaciones de aumentos en la capturabilidad del patudo para el periodo posterior a 1990 son al menos el doble, 6-8% dependiendo de los datos y del rango de años utilizado.

En la actual evaluación de listado se utilizan dos índices de cerco. El índice del cerco ecuatorial utiliza conjuntos de datos más detallados y corrige el efecto de una mezcla de lances sobre banco libre y sobre DCP. Al hacerlo, probablemente tienen en cuenta parte del aumento en la capturabilidad que previamente no había sido tenido en cuenta por otras estandarizaciones de los datos de la CPUE del cerco. Es probable que la corrección sea más importante para el periodo posterior a 1990, cuando el cambio de bancos libres a bancos asociados a DCP era más pronunciado. El Grupo convino en que el nuevo índice del cerco ecuatorial no requiere ninguna corrección. El segundo índice del cerco, el del cerco de la UE que pesca en aguas de Senegal y Mauritania sobre banco libre, fue corregido en un 3% para los periodos anterior y posterior a 1990.

## 6 Evaluación de stock

### 6.1 Modelos de evaluación de stock

#### 6.1.1. Perspectiva general de los modelos de evaluación de stock

La fecha de inicio de los modelos era 1950 para el listado oriental y 1952 para el listado occidental. Se asumió que la biomasa en cada uno de esos años era muy cercana a las condiciones de virgen, dado que la pesca antes de este periodo se producía en una escala relativamente pequeña y que el desarrollo de las pesquerías de cebo vivo y de cerco a gran escala se produjo después de 1952 y 1950. La estructura espacial de los modelos era,

inicialmente, dos áreas, el este y el oeste, para que hubiera una continuidad con la evaluación de stock de 2008 (**Figura 51**). El grupo evaluó múltiples estructuras de stock alternativas pero solo se recomendaron el sudoeste (principalmente pesquería brasileña) y el sudeste para la construcción de indicadores y modelos de evaluación.

Se analizaron dos modelos alternativos para el listado oriental, incluido un modelo de solo captura (Martell y Froese, 2012), y un modelo de producción excedente bayesiano (BSP) (McAllister et al. 2001). Para el listado occidental se analizaron cuatro modelos de evaluación de stock alternativos e incluían: un estimador de la mortalidad basado en la talla media (Gedamke y Hoenig, 2006), un modelo de solo captura (Martell y Froese 2012), un modelo BSP y un modelo de producción de stock que incorpora covariables (ASPIC) (<http://nft.nefsc.noaa.gov/ASPIC.html>). Los supuestos y las parametrizaciones del modelo se describen en detalle en las siguientes secciones.

### 6.1.2. Ponderación alternativa para los índices de abundancia

Se consideraron tres *parametrizaciones de ponderación* para los índices de abundancia para cada una de las plataformas de modelación descritas en la siguiente sección: Como se menciona en la sección 5.1, los métodos de ponderación incluían:

4. ponderación igual del índice
5. ponderación del índice por área pescada y
6. ponderación del índice por captura
7. Las limitaciones de tiempo impidieron evaluar los escenarios de ponderación por captura o ponderación por área.

### 6.1.3. Enfoques de modelación

#### 6.1.3.1. Modelo de solo captura (Martell y Froese, 2012)

Se utilizó un método relativamente simple para obtener estimaciones de RMS plausibles y otros parámetros biológicos a partir de los datos de solo captura, basándose en el supuesto sobre resistencia (correspondientes a la tasa intrínseca de crecimiento  $r$  en el modelo de producción de stock) y en el rango plausible de tamaños relativos del stock al inicio de la serie temporal (Martell y Froese, 2012). Se utilizó un rango de resistencia medio y rangos de resistencia elevados tal como los definieron Martell y Froese (2012), es decir, resistencia media de  $0,2 < r < 1$ , resistencia elevada de  $0,6 < r < 1,5$  (estimación de Fishbase para el listado) y un rango inicial (en 1950) de tamaño del stock relativo del 50 al 90% de la capacidad de transporte  $K_0$  o de la biomasa intacta. La identificación de pares de valores  $r-K$  compatibles con la serie temporal de captura y los supuestos anteriores se llevaron a cabo usando el código R para el procesamiento por lote y están disponibles en [http://www.fishbase.de/rfroese/CatchMSY\\_2.r](http://www.fishbase.de/rfroese/CatchMSY_2.r). Para cada posible par  $r-K$ , se obtiene una estimación como  $RMS=1/4 r K$ . Este algoritmo de estimación de RMS ha sido validado respecto a estimaciones de evaluaciones analíticas de stocks de peces de RMS (Martell y Froese, 2010). Se ejecutó el modelo para cuatro áreas geográficas basadas en las coordenadas geográficas acordadas por el grupo: este, oeste, sudoeste y sudeste (véanse los mapas).

#### 6.1.3.2. Estimación de la mortalidad total basada en la talla media (Gedamke y Hoenig, 2006)

El método de Gedamke y Hoenig (2006) para estimar las tasas de mortalidad total específicas de cada periodo a partir de una serie temporal de datos de talla media fue modificado por Then (2014) para incorporar información sobre el esfuerzo pesquero. Cada vez que  $Z(t)$ , la tasa de mortalidad total en el año  $t$ , aparece en el modelo Gedamke-Hoenig, es reemplazada por  $Z(t) = q f(t) + M$  donde  $q$  es el coeficiente de capturabilidad,  $f(t)$  es el esfuerzo pesquero total en el año  $t$ , y  $M$  es la tasa de mortalidad natural. Esto reduce el problema a estimar solo dos parámetros,  $q$  y  $M$ . Then (2014) asumía una reproducción anual pero, para aplicar el modelo al listado, era necesario asumir una reproducción continua durante el año. Esto implica usar una etapa mensual, en lugar de anual, en los cálculos, y es lo que se hizo en esta evaluación.

Para el listado occidental, se utilizaron los datos de frecuencias de tallas disponibles de la pesquería de cebo vivo brasileña. Esta flota responde de la mayoría de la captura total del Atlántico occidental y se asumió que las frecuencias de talla eran representativas de toda la pesquería del Atlántico occidental. Se establece  $L_c$  en 50 o 55 cm, correspondiente a edades de 1,83 y 2,49 años de acuerdo con el modelo de crecimiento de Vilela y Castello (1991). Se asumieron edades en el rango de 1,83 a 6,83 para  $L_c = 50$  y de 2,43 a 7,43 para  $L_c = 55$ . Se asumió que la distribución por edad surgía a partir de una reproducción continua en lugar de una reproducción anual. Para tratar la distribución continua de la reproducción, se llevaron a cabo cálculos 12 veces por año, asumiendo un esfuerzo pesquero y una mortalidad natural constantes durante un año.

Las tallas medias observadas en los primeros años de pesca se explicaban por los esfuerzos pesqueros en los años inmediatamente anteriores a que empezaran a consignarse los datos. Por lo tanto, era necesario hacer un supuesto sobre el nivel de esfuerzo anterior al inicio de la recopilación de datos. Se intentaron dos modelos, asumiendo que el esfuerzo antes de la recopilación de datos era cero (la pesquería se inició sobre un stock virgen) y asumiendo que el esfuerzo antes de la recogida de datos era igual al primer esfuerzo pesquero observado (la pesquería estaba en equilibrio cuando empezaron las observaciones). Los resultados mostrados en la siguiente sección se basan en el supuesto de un esfuerzo pesquero en equilibrio antes de la serie temporal, sin embargo, para futuras evaluaciones se recomienda el supuesto de casi virgen como análisis de sensibilidad.

El esfuerzo se expresó como número de mareas (en miles). Se obtuvo tomando la captura total del Atlántico occidental y dividiéndola entre la CPUE en la pesquería brasileña de cebo vivo para obtener el esfuerzo efectivo expresado en días de pesca del cebo vivo brasileño.

#### 6.1.3.3. Modelos de producción excedente bayesianos (BSP) (McAllister et al. 2001)

El modelo de producción excedente bayesiano (BSP) (McAllister et al. 2001) es un modelo de producción excedente en situación de no equilibrio que permite distribuciones previas sobre la tasa intrínseca del aumento de población ( $r$ ), la capacidad de transporte ( $K$ ), la biomasa en el primer año del modelo definida como una ratio ( $\alpha.b0$ ) de  $K$ , la captura media anual antes de que los datos fueran registrados, así como la varianza, el parámetro forma ( $n$ ) para un modelo Fletcher/Schaefer y parámetros de capturabilidad para cada serie temporal. El modelo utiliza un algoritmo *sampling importance resampling* (SIR, McAllister y Kirkwood, 1998) y puede adaptarse a un modelo de producción tipo Schaefer o tipo Fletcher/Schaefer.

En esta aplicación se usó el modelo logístico en la formulación de Schaefer y la estimación de  $r$  y  $K$  y  $\alpha.b0$  usando las distribuciones previas. Se asumió una distribución previa lognormal (media =1;  $sd=0,01$ ) para  $\alpha.b0$  basándose en que la biomasa del primer año del modelo (1950 para el listado oriental y 1952 para el listado occidental) se encontraba en o cercana a la capacidad de transporte. Las distribuciones previas para  $r$  fueron determinadas basándose en la modelación demográfica descrita en el **Apéndice 4**. Las distribuciones previas para  $K$  fueron inicialmente estimadas como uniformes bien en  $K$  o  $\log(K)$  con límites máximos igual a 10 veces la captura máxima observada y límites mínimos igual a la captura máxima observada pero el límite superior fue posteriormente reducido a ~ 5 veces la captura máxima (**Tabla 17**). En esta formulación del modelo BSP se introdujeron distribuciones previas para los parámetros  $r$  y  $K$  y se asumió que  $K$  era igual a la biomasa en el punto inicial para cada captura registrada para cada modelo.

El ajuste y la parametrización iniciales del modelo fueron necesarios para descubrir valores iniciales adecuados para que los parámetros de entrada  $r$  y  $K$  logren que el modelo estime valores modales que sean las estimaciones de verosimilitud máxima para los parámetros no bayesianos o la moda de la distribución posterior para los parámetros bayesianos. Esto se llevó a cabo durante el componente “moda de estimación” del procedimiento de ajuste del modelo y a menudo fueron necesarios diversos valores iniciales para diferentes ensayos. Los valores iniciales para los diversos parámetros se presentan en la **Tabla 18**.

Para cada ensayo del modelo, los diagnósticos de convergencia se estimaron durante la etapa de “muestreo por importancia” del modelo de acuerdo con la metodología descrita en McAllister et al. (1998). Además, dada la naturaleza no informativa o contradictoria de muchos de los índices de entrada, el examen de los diagnósticos era especialmente crítico a causa del sesgo potencial que la función importancia puede impartir en las modas posteriores. Se recomienda que el CV de las ponderaciones CV (wts) de los muestreos de importancia sea inferior al CV de la verosimilitud por las distribuciones previas CV ( $L^*P$ ) para los mismos muestreos. Como diagnóstico de convergencia para el algoritmo SIR, se utilizó la ratio de CV (wts)/CV ( $L^*P$ ) asumiendo que ratios superiores a dos eran inaceptables y ratios entre 1 y 2 eran marginales.

Se codificó y ajustó un segundo modelo de producción excedente bayesiano estado-espacio (incorporando errores de proceso y observacionales) a la CPUE estandarizada de la serie temporal brasileña y a la captura del listado del Atlántico sudoccidental, usando un algoritmo MCMC en R. Las distribuciones previas para el modelo se basaban en las distribuciones previas usadas en la evaluación del stock de listado de 2008. Para  $K$  se utilizaron amplias distribuciones previas uniformes caracterizadas por una función de densidad de probabilidad (pdf) delimitada entre la captura máxima observada y la captura máxima observada multiplicada por una constante,  $A$ , que se asumió que era superior a seis. Se utilizaron distribuciones previas gamma inversas para las varianzas de los errores y para  $q$  se utilizó una distribución previa lognormal. La parametrización de las pdf anteriores caracterizaba una amplia distribución previa que transmitía poca información para el stock occidental. Se utilizaron dos distribuciones previas para  $r$ , una distribución previa uniforme limitada entre cero y dos (“no

informativa") y una pdf normal (media =1,2, sd= 0,27) truncadas en un límite inferior de cero y un límite superior de dos ("informativa"). Los modelos de Fox y Schaefer convergían para todos los parámetros tal y como indicaba el Factor potencial de reducción de escala de Gelman-Rubin (PSRF) (~1.01). No obstante, los datos no transmitían mucha información sobre K y r. Las distribuciones posteriores de K eran amplias y limitadas en el límite superior de las distribuciones previas, a menos que se utilizara una distribución previa extrema y biológicamente no realista. Las distribuciones posteriores de r eran amplias cuando se aplicaba una distribución previa no informativa. Cuando se utilizaba la distribución previa informativa, las distribuciones posteriores de r eran similares a la distribución previa asumida, lo que indica que los datos no transmitían mucha información para estimar los parámetros.

#### 6.1.3.4 Modelo de producción de stock incorporando covariables (ASPIC)

Un modelo de producción de stock incorporando covariables (ASPIC) es una implementación en condición de no equilibrio del conocido modelo de producción excedente de Schaefer (1957). El motor analítico para el modelo ASPIC incorpora varias extensiones a los modelos de producción de stock clásicos (Prager, 1992). ASPIC puede ajustar datos de hasta 10 series de datos de índices dependientes de la pesquería e independientes de la pesquería, y mediante bootstrap construye intervalos de confianza no paramétricos aproximados y corrige el sesgo. Además, ASPIC puede ajustar el modelo variando la importancia relativa asignada al rendimiento frente a medidas de esfuerzo o índices de abundancia. El modelo fue ampliamente revisado y probado en el contexto de varias aplicaciones a stocks de túnidos por Prager (1992). El modelo aparece más formalmente descrito en Prager (1994) y Quinn y Deriso (1999).

Se aplicó la versión de ASPIC 5.3.4 a la CPUE y a los datos de captura del stock occidental de listado. Las capturas totales utilizadas fueron las desarrolladas durante la reunión y se basan en la versión más actualizada de los datos de Tarea I facilitados al Grupo, y se asumió que se conocían desde 1950. Los índices de abundancia relativa estaban todos igualmente ponderados en el ajuste. Durante la reunión se discutió la ponderación alternativa basada en las proporciones de captura o área representada por el índice pero no se utilizaron debido a limitaciones de tiempo. Las estimaciones de los parámetros iniciales que requiere ASPIC se obtuvieron a partir de los valores estimados obtenidos en la evaluación anterior de listado, pero se facilitaron límites amplios para que el algoritmo buscara con el fin de no influir indebidamente en el ajuste con las estimaciones iniciales de parámetros. La incertidumbre en las estimaciones se derivó ejecutando la rutina de bootstrap de ASPIC para 1000 iteraciones. La sensibilidad de las estimaciones a las estimaciones iniciales se probó cambiando las estimaciones iniciales para K y RMS en el rango de límites de búsqueda pero manteniendo siempre los mismos límites de búsqueda para cada parámetro y cambiando solo una estimación inicial cada vez (**Tabla 19**). Los diagramas de diagnóstico investigados incluían diagramas residuales para cada índice. La proporción de ensayos de bootstrap que no convergían se comunica también como un diagnóstico. Las estimaciones facilitadas corresponden a estimaciones con el sesgo corregido por el bootstrap y sus correspondientes percentiles de 10%, 50% y 90%.

Se utilizaron cinco índices de abundancia, cuatro dependientes de la pesquería: cañeros brasileños (1981-2011), cerqueros venezolanos (1985-2005), palangre temprano de Estados Unidos (1992-2004), palangre tardío de Estados Unidos (2005-2012) y un índice independiente de la pesquería, el índice larvario del golfo de México (1982-2012). Los índices del palangre estadounidense se separaron para tener en cuenta el cambio en los tipos de anzuelo y la configuración del arte asociada impuesta por la ordenación. Se asumió que B1950/K era igual a 1,0 al inicio de la serie temporal basándose en que las capturas en los 50 eran muy inferiores a las capturas posteriores y en el supuesto de que antes de 1950 no existía una pesquería importante.

## 6.2. Resultados de la evaluación del stock

### 6.2.1. Resultados del modelo sólo con capturas

El modelo basado en la captura utilizado proporciona una estimación probabilística de los parámetros rendimiento máximo sostenible, tasa de crecimiento intrínseca (r) y capacidad de transporte (K) del modelo de producción excedente logístico. Las Figuras 52 y 53 muestran el RMS estimado junto con las capturas históricas de cada uno de los stocks considerados y la distribución probabilística de los parámetros estimados RMS, r y K. En estas figuras, puede observarse un aumento significativo reciente en la captura para los stocks oriental, sudoriental y sudoccidental. Esta captura se encuentra dentro de los intervalos de confianza del RMS estimado. Sin embargo, con el fin de investigar si el reciente aumento en la captura podría sesgar las estimaciones del RMS, se ensayó un análisis retrospectivo. Se ejecutó el modelo para los stocks oriental y meridional para series alternativas de datos empezando en 1951 y terminando en 1990, 2000, 2003, 2004-2012 y se comparó cuánto habrían cambiado los parámetros estimados sin los últimos datos de captura. También se ejecutó el modelo con

una distribución previa diferente para probar la resistencia del listado, se intentó la hipótesis de "alta" resistencia, que significa que la distribución previa de la tasa intrínseca de crecimiento oscilará entre 0,6 y 1,5, en contraste con la distribución previa anterior de 0,2-1.

La **Figura 54** muestra que las estimaciones con series de datos que finalizan en años diferentes producirían variaciones en las estimaciones del RMS para el stock oriental (desde ~100.000 t a 180.000 t si se estimó en 1990 o se ha estimado ahora, respectivamente). Por el contrario, para el stock occidental esta variación es muy pequeña (29.000-31.000 t). Esta tendencia del stock oriental podría significar que el stock oriental es más productivo de lo que se pensaba previamente o que se han superado los niveles sostenibles de captura. Cualquiera de estas conclusiones debería respaldarse con estudios adicionales. Para el stock sudoccidental, el aumento apreciado en la captura podría ser causado por la expansión de la pesquería brasileña. Este punto debe también confirmarse con más estudios.

El impacto de la distribución previa de la tasa intrínseca de crecimiento para la resistencia "media" y "alta" del stock podría modificar también nuestra percepción del stock. Para ambos supuestos, el RMS estimado es similar para todos los stocks, pero los valores estimados  $r$ - $K$  son diferentes. Para las hipótesis de resistencia "media", se consideraría que el stock de listado es un stock más grande pero menos productivo que para los ensayos de resistencia "alta". Aunque el RMS podría no cambiar, la mortalidad por pesca estimada que conducirá a dicho RMS será diferente, y también será diferente el tiempo que requiere el stock para recuperarse de la posible sobreexplotación.

#### 6.2.2. Resultados del estimador de la mortalidad por talla media para el stock occidental

**Escenario 1: Lc igual a 50 cm** Las estimaciones resultantes de  $M$  y  $q$  para el listado occidental fueron 0,75 yr-1 y 0,0280, respectivamente. Esto implica que la mortalidad por pesca oscilaba entre 0,04 y 0,43 yr-1. El gráfico de las tallas medias predichas respecto al año era bastante plano (excepto en los primeros años), lo que sugiere que el esfuerzo no explicaba la variación en las tallas medias observadas muy bien o que los datos de tallas no seguían los cambios en el esfuerzo a lo largo del tiempo (**Figura 55**).

**Escenario 2: Lc igual a 55 cm.** La estimación resultante de  $M$  para el listado occidental era 0,72, muy próximo al valor observado cuando Lc se establecía en 50 cm. La estimación de  $q$  era 0,0656, considerablemente superior a la estimada al establecer Lc en 50 cm (escenario 1). Las estimaciones correspondientes de  $F$  oscilaban entre 0,10 -1,01. Las tallas medias predichas seguían las tallas medias observadas en mayor grado en el escenario 2 del modelo con Lc= 55 (**Figura 56**).

Los dos ensayos del modelo producían estimaciones razonables de  $M$  para el listado occidental y sugerían que la pesquería había sido modesta o totalmente explotada, pero que no está actualmente sobreexplotada, los resultados no son incoherentes con los obtenidos con ASPIC. Las razones para la diferencia en el rendimiento del modelo cuando se cambia Lc de 50 a 55 cm no son inmediatamente claras y requieren más investigaciones. Podría ser que la curva de selectividad sea cóncava o que animales mayores emigren fuera de la zona de estudio. Estos factores conducían a un sesgo positivo en la estimación de la tasa de mortalidad total (véase Then 2014). Podría esperarse que la magnitud del sesgo aumente a medida que aumenta Lc porque entonces los peces grandes (que desaparecen) se convierten en una fracción mayor de los peces totales considerados. El método funcionó bastante bien teniendo en cuenta los requisitos simples en cuanto a datos y produjo resultados comparables a los del modelo ASPIC (**Figura 57**). Algunas recomendaciones para llevar a cabo más trabajos incluyen ensayos adicionales del modelo con valores alternativos de Lc, explorar la sensibilidad del modelo a las diferentes curvas de crecimiento de von Bertalanffy y cambiar el supuesto del modelo del esfuerzo en equilibrio al inicio de la serie de esfuerzo para que se corresponda con el supuesto de condición casi virgen, similar a ASPIC.

#### 6.2.3. Resultados del modelo de producción excedente bayesiano

En la evaluación de 2014, se llevó a cabo un trabajo importante para actualizar las distribuciones previas de la tasa intrínseca de crecimiento de la población,  $r$ , utilizando estimaciones recientes de crecimiento y mortalidad natural. Las nuevas estimaciones de crecimiento y mortalidad natural (**Figuras 58 y 59**) respaldaban generalmente niveles más elevados de  $M$  y un crecimiento más rápido, y la distribución previa resultante para  $r$  (media 1,5) refleja esto como mayor probabilidad de niveles más elevados que la distribución previa usada en 2008 (media 1,5) (**Figura 60**). Además, la nueva distribución previa para  $r$  muestra una distribución más asimétrica y mucha más incertidumbre, reflejo de abarcar una mayor variabilidad alrededor del crecimiento y la mortalidad natural (**Apéndice 4**). Las distribuciones previas para  $K$  (capacidad de transporte) se mantuvieron de

la evaluación de 2008 y se modelaron como distribuciones previas uniformes sobre  $\log(K)$  utilizando límites entre el mínimo y 5 veces los desembarques máximos observados en el periodo que va hasta 2008. Cabe señalar que después de 2008 se han observado desembarques más elevados, pero las especificaciones iniciales seguían siendo las mismas. Posteriormente se llevaron a cabo ensayos del modelo doblando el límite superior sobre  $K$  para el este y el oeste.

Para la evaluación de 2014, se ejecutaron 5 y 6 modelos BSP diferentes para los stocks occidental y oriental, respectivamente, de acuerdo con las actuales definiciones de stock este y oeste. Cada modelo empezaba a partir de los modelos que mejor funcionaron en 2008 y posteriormente las distribuciones previas, los índices de CPUE y el número de años de datos se variaban sistemáticamente para evaluar la influencia en los resultados de los nuevos datos y las nuevas distribuciones previas (**Tabla 17**). Los ensayos del modelo llevados a cabo fueron: 1. Continuidad usando los modelos de 2008 con la nueva distribución previa para evaluar el efecto de cambiar simplemente la distribución previa; 2. Nuevos datos hasta 2006, antigua distribución previa para evaluar la influencia de la nueva CPUE y datos de desembarques hasta 2006 solo; 3. Nuevos datos, antigua distribución previa para evaluar el efecto de cambiar la distribución previa y los nuevos datos; 4. Nuevos datos, nueva distribución previa; 5. Nuevos datos, nueva distribución previa pero aumentando los límites en  $K$  para determinar si  $K$  puede estimarse realmente y 6. Estimación no bayesiana para determinar si el modelo puede convergir en una solución frecuente sin la ayuda de distribuciones previas.

Para los modelos del este y del oeste, se utilizaron cinco índices para cada modelo (**Tablas 13 y 14**). Para el este, estos índices fueron 1. PS\_EU\_Dak\_FS 3% de aumento en la capturabilidad (1980-2006), 2. PS\_EU FS y DCP (1991-2012), 3. Azores BB (1963 -2012), 4. Canarias BB (1980-2012) y 5. Dakar BB (1969-2012). Para el oeste, los índices utilizados fueron West 1. Brazil BB, 2. Programa de observadores de palangre pelágico de Estados Unidos antes de 2005 y 3. Despues de 2005, cuando el índice de palangre pelágico estadounidense se separó en los dos periodos para tener en cuenta un cambio de toda la flota a los anzuelos circulares y los cambios asociados en la configuración del arte y en la capturabilidad del listado 4. PS\_VEN, y 5. Larval. En los modelos de 2008, se utilizaron 8 índices para el este y 4 para el oeste. Especialmente para el este, el índice del PS\_EU FS y FAD (1991-2012) es una nueva estandarización de los datos combinados del cerco sobre banco libre y DCP y para el oeste el índice larval es un índice nuevo. Los valores iniciales de parámetros (paramSKJ\_INIT.out) a menudo tenían que ser ligeramente ajustados para cada ensayo (**Tabla 18**), generalmente para permitir un valor inicial más elevado para  $r$ . Los valores de entrada técnicos seguían siendo los mismos para cada ensayo del modelo.

El rendimiento del modelo se evaluó principalmente sobre dos bases: 1) convergencia del modelo tal y como indica un CV muy elevado de las ponderaciones de los muestreos de importancia en relación con el CV de la verosimilitud por las distribuciones previas  $cv(wts)/cv(lp)$  y 2) distribuciones posteriores para  $r$  y  $K$ . Los valores elevados para  $cv(wts)/cv(lp)$  indican una convergencia pobre del modelo debido a datos contradictorios o no informativos y es indicativa de una función de importancia muy estrecha (McAllister et al. 1998). La segunda forma de medir el rendimiento era si el modelo estimaba una distribución posterior diferente de la distribución previa y si los límites en la distribución previa determinaban el resultado.

Los resultados del modelo indicaban que, de acuerdo con la primera medición del rendimiento, la mayoría de los modelos excepto Este 4 (en lo sucesivo, E4) y los modelos sin distribuciones previas (E6 y W6) tenían una convergencia relativamente buena al tener  $cv(wts)/cv(lp) < 2$  (**Tabla 20**). Especialmente el modelo E4, con nuevas distribuciones previas y nuevos datos, mostraba una convergencia extremadamente escasa según esta forma de medirlo y solo aumentando el límite en  $K$  podría el mismo modelo presentar una buena convergencia. Para el este, los modelos 2 y 3 mostraban alguna divergencia respecto a la antigua distribución previa para  $r$  (**Figura 61**) y los modelos 1, 4 y 5 mostraban todos una tendencia\_a que la  $r$  se moviera hacia valores mayores más que la nueva distribución previa (**Figura 62**). Sin embargo, para  $K$ , tanto el modelo de continuidad como los nuevos modelos mostraban todos una tendencia a que  $K$  se concentrara hacia el límite superior. Cuando se dobraba este límite superior, la distribución posterior para  $K$  se trasladaba hacia el límite superior. Esto indica que la magnitud absoluta de  $K$  y la medición de la población clave, como RMS, están casi completamente determinadas por el límite predeterminado sobre  $K$  (**Tabla 20**).

Para el oeste, ambos modelos con la antigua distribución previa para  $r$  mostraban alguna ligera divergencia respecto a la distribución previa (**Figura 63**), indicativa de alguna señal en los datos. Para la nueva distribución previa de  $r$ , había algunas respuestas divergentes. Para los datos de continuidad y la nueva distribución previa, existían evidencias de bimodalidad (**Figura 64**), indicativas de dos posibles soluciones del modelo. Esta bimodalidad se refleja en las estimaciones de la distribución posterior para  $K$ , que también muestra evidencias de dos posibles soluciones (**Figura 64**), indicativas de una solución de  $K$  elevada y  $r$  baja o viceversa. Para los modelos 4 y 5 (nuevos datos, nueva distribución previa), había muy poca divergencia respecto a la nueva distribución previa para  $r$  aparte de alguna tendencia a una mayor densidad en valores elevados de  $r$ . Sin embargo, de forma parecida que en el este, las distribuciones posteriores para  $K$  se concentraban generalmente en valores elevados cerca de los límites. Además, cuando se doblaba el límite en logK, los valores de la distribución posterior aumentaban de forma similar, indicando que los límites en la distribución previa determinan el resultado.

Los ajustes del modelo a los índices para el listado oriental indican que el modelo no tiene casi capacidad de ajustar los índices (**Figura 65**). La CPUE ajustada solo muestra un largo descenso constante con pocas evidencias de ningún contraste en los niveles de población. Esto se refleja en un descenso de menos del 10% en la población desde la situación de virgen (**Figura 67**) y en estimaciones de F y F/FRMS muy bajas durante el periodo modelado de 60 años.

Para el oeste existe algún contraste en la trayectoria estimada de la población y algún ajuste a los índices (**Figuras 66 y 68**). El índice larvario parece tener influencia al ajustar el patrón del descenso estimado de la población entre 1980 y 1985. Todos los demás índices y los ajustes de índices muestran un patrón creciente desde finales de los 80 que ha continuado en años recientes.

En general, los modelos BSP tanto del este como del oeste parecen incapaces de estimar la capacidad de transporte de la población. La principal razón para esto es que los desembarques están aumentando de forma importante en años recientes al mismo tiempo que los índices facilitados al modelo son también crecientes o estables. Por ello no hay señales en los índices de que la población esté descendiendo debido al impacto de mayores desembarques y por ello el modelo no puede estimar la capacidad final de transporte de la población. Esto queda demostrado por el hecho de que cuando el límite máximo sobre  $K$  aumenta, los elementos de referencia estimados aumentan de forma correspondiente (**Tabla 20**). Cabría señalar que la nueva distribución previa para  $r$  tiene en consideración valores mayores de  $r$  que en 2008 y una mayor variabilidad en la estimación. Esto se traduce en CV más elevados sobre las estimaciones de RMS y otros elementos de referencia (**Tabla 20**).

#### 6.2.4. Resultados de ASPIC

Los modelos ASPIC del stock occidental no tuvieron problema convergiendo en una solución. Los valores residuales no mostraron una fuerte autocorrelación y la proporción de ensayos de bootstrap que no convergió fue baja. Aunque algunos índices presentan una correlación negativa que indica señales contradictorias, estas correlaciones no eran demasiado elevadas y la más elevada era -0,4. Los bootstraps estimaban un RMS (mediana) de 31.370 t con percentiles 10 y 90 de 29.960 t y 32.630 t.

Las estimaciones correspondientes de Frms eran 1,02 (0,78-1,25) y de K 61.270 t (51.690-77.560). La biomasa relativa a Brms al inicio de 2014 se estimó en 1,28 (1,21-1,33) y la mortalidad por pesca en 2013 relativa a Frms se estimó en 0,69 (0,64-0,76). La trayectoria estimada de la biomasa relativa mostraba un pequeño descenso desde 1950 hasta 1980, posteriormente un rápido descenso entre 1980 hasta 1987 asociado con las grandes capturas a principios de los 80. Este descenso condujo a un periodo de cinco años en los que el stock estuvo sobreexpuesto. Desde los 90, la biomasa relativa ha ido aumentando gradualmente y el stock no ha estado sobreexpuesto desde 1996. La mortalidad por pesca relativa era baja antes de los 80, aumentando rápidamente hasta llegar a estar sobreexpuesto a principios de los 80, pero posteriormente descendió rápidamente al inicio y más gradualmente en los últimos diez años. El stock solo sufrió sobreexplotación a mediados de los 80.

Los ensayos de sensibilidad que prueban el efecto de las estimaciones iniciales de  $K$  y RMS no produjeron resultados sustancialmente diferentes (**Figura 69 y Tabla 21**). Las estimaciones de  $K$  estaban siempre entre 58.000 y 61.000 t y las estimaciones de RMS entre 31.300 y 31.600 t. Los ensayos de sensibilidad que probaban la influencia de índices individuales demuestran que el índice larvario del golfo de México es el más influyente de los 5 índices. Cuando se elimina dicho índice, las estimaciones de las cantidades de ordenación son bastante más optimistas, el RMS aumenta hasta 41.290 t, la ratio de biomasa de 2014 aumenta a 1,55 y la ratio de la mortalidad por pesca desciende a 0,43. Eliminar cualquiera de los otros índices no cambia sustancialmente el resultado.

Los datos parecen por tanto algo informativos y razonablemente coherentes con la dinámica de un modelo de producción de dinámica de la biomasa. El rendimiento relativamente bueno de este modelo de producción de dinámica de la biomasa se debe a una combinación de hechos: 1) existe algún contraste razonable en la serie temporal de captura con aumentos iniciales en la captura seguidos de descensos y posteriores aumentos, 2) algunos índices de CPUE, principalmente el índice larvario, son coherentes con la captura declarada y 3) el supuesto de  $B_1/K$  es conocido e igual a 1,0.

En resumen, los resultados de ASPIC de la biomasa anual relativa a BRMS sugieren que el stock descendió rápidamente durante los 80, pero que se ha estado recuperando gradualmente desde principios de los 90. La mortalidad por pesca relativa a Frms aumentó durante los 80, alcanzando un pico a mediados de los 80 y superando 1,0, pero descendió en la década de los 90 por debajo de FRMS. Aunque F podría haber aumentado en años recientes, permanece por debajo de FRMS.

#### 6.2.5. Perspectiva general de la situación del stock

En general, para el stock occidental, el conjunto de resultados del modelo indican que es poco probable que el stock esté sobreexplotado. Este patrón se observó en los modelos de solo captura, el modelo de talla media de Then-Gedamke-Hoenig, en ASPIC y en los modelos BSP. Las estimaciones de RMS se encontraban entre ~30.000 t (modelos de solo captura) y 31.000 t (ASPIC). Para los modelos BSP, la magnitud de RMS estaba muy determinada por el límite en la distribución previa para K con estimaciones medias que casi se duplicaban cuando se duplicaba el límite en la distribución previa para K (**Table 19**). Por tanto, son medidas poco fiables del potencial rendimiento máximo del stock. No obstante, basándose en la inferencia multimodelo, no se espera que el stock esté sobreexplicado, y dado que es probable que el stock esté muy por encima de Brms, los rendimientos anuales por encima de RMS no deberían tener como resultado necesariamente que el stock esté sobreexplicado a menos que los rendimientos por encima de RMS persistan varios años. Si los rendimientos actuales persisten varios años con poco impacto discernible en los indicadores clave (tallas medias, índices de CPUE o desembarques), las estimaciones de RMS podrían ser superiores a las estimadas previamente.

Dado el elevado potencial de que podrían existir stocks separados del noroeste y sudoeste y que solo considerando las dos zonas juntas había contraste en los índices, el esfuerzo pesquero o en los desembarques necesarios para estimar la productividad del stock, continúa existiendo una incertidumbre considerable acerca del nivel absoluto de productividad del stock. Los primeros desembarques del cerco venezolano que parecen haber descendido debido a razones distintas a la abundancia de peces proporcionan gran parte del contraste para los modelos. Cuando estos desembarques se eliminaron y se ejecutó el modelo solo del sudoeste, las estimaciones del modelo de producción excedente bayesiano estado-espacio y del modelo de solo captura se trasladaban enormemente hacia los límites de las distribuciones previas de los valores de entrada indicando un contraste insuficiente para estimar la productividad del stock. Por ello, existe una incertidumbre considerable en la productividad absoluta del stock, parte de la cual se debe a la incertidumbre respecto a la estructura del stock en el oeste.

Para el este, la situación de mayores desembarques y CPUE mayores (Dakar BB y Canarias BB) o estables (UE PS banco libre y DCP) en años recientes ha creado una situación dinámica que hace muy difícil que los modelos de producción puedan estimar RMS de manera fiable. Esto puede verse en las estimaciones crecientes y regulares de RMS a partir de los modelos de solo captura (**Figura 64**) con cada año adicional de datos. Para los modelos BSP, la confusión entre los desembarques crecientes y la CPUE creciente provocó que el modelo solo convergiera cuando los límites sobre K (fijados en 5 veces los desembarques máximos) se duplicaban, lo que tenía el efecto de casi duplicar los valores de los elementos de referencia. Esto, unido a la falta de ajuste del modelo BSP a cualquiera de los índices (**Figura 65**), significa que tenemos poca confianza en los resultados del modelo de producción en esta situación. Lo que puede decirse de manera fiable es que ningún indicador señala que el stock está sobreexplicado. Por ello, de forma similar al oeste, es poco probable que los elevados desembarques recientes, aun estando por encima de RMS, reduzcan el stock por debajo de BRMS durante varios años, en cuyo momento podría reevaluarse la respuesta de los desembarques y los indicadores de CPUE a varios años de desembarques elevados.

En el este se consideraron varias estructuras de metapoblación diferentes, pero el modelo de solo captura fue evaluado únicamente para las definiciones de stock del este y sudeste (**Figura 51**). Los resultados del modelo solo diferían en la magnitud absoluta de los desembarques y los elementos de referencia resultantes (**Figura 52**) pero no en el patrón histórico o en el rendimiento actual relativo a RMS. Esto no es sorprendente, ya que las definiciones de stock del este y sudeste tienen, en gran medida, la misma tendencia en los desembarques y el modelo de solo captura no considera la CPUE, que podría ser diferente para cada stock. Por ello, con la misma tendencia en los desembarques pero solo una diferencia en la magnitud, los resultados sobre la situación son similares entre las definiciones de stock propuestas del sudeste y el este actuales.

### **6.3 Indicadores del rendimiento del listado del Atlántico para desarrollar normas de control de la captura (HCR) específicamente elaboradas**

Es difícil llevar a cabo evaluaciones de stock plenamente cuantitativas para el listado y, por tanto, se requieren métodos alternativos para investigar el estado actual del stock. En la reunión del Grupo de trabajo permanente para mejorar el diálogo entre científicos y gestores pesqueros (SWGSM) celebrada en Barcelona (2014), se acordó recomendar la consideración del uso de normas de control de la captura para la ordenación de las pesquerías de listado y desarrollar los métodos necesarios para esta tarea. Como primer paso para diseñar HCR aplicables, se exploró la información basada en la talla disponible en ICCAT y las posibles formas de hacer que sea útil para la ordenación de esta pesquería.

Las medidas relacionadas con la talla (por ejemplo, talla o peso medios, composiciones de talla) se han utilizado desde hace tiempo como indicadores de la respuesta al descenso de la población (Beveton y Holt, 1957; Smith, 1994). Teniendo en cuenta que las frecuencias de talla de la captura son uno de los datos más fáciles de recopilar, es útil saber cómo interpretar dicha información en el contexto de proporcionar un asesoramiento en materia de ordenación pesquera. Aquí se muestran las estimaciones preliminares de la proporción de listado capturado por encima de su talla de madurez ( $P_{mat}$ ), la proporción de listados que consiste principalmente en peces de talla óptima ( $P_{opt}$ ), la talla en la que se produce el rendimiento más elevado de una cohorte y  $P_{mega}$ , que demuestra la conservación de ejemplares grandes y maduros (Cope y Punt, 2009). Se intentó este método para describir la pesquería de listado frente a los estándares de sostenibilidad de conservación de peces maduros y grandes.

Estos indicadores pueden utilizarse para hacer un seguimiento del estado de la población en relación con la explotación (**Figura 70**). Estas mediciones, añadidas en un nuevo término ( $P_{obj}$ ) pueden ser objeto de seguimiento para evitar la sobrepesca de crecimiento y de reclutamiento, y se investiga su vínculo cuantitativo con la situación del stock, aunque su capacidad para estimar capturas futuras sostenibles en equilibrio es limitada.

Los parámetros se estimaron a partir de la base de datos de ICCAT disponible de captura por talla preparada durante esta reunión de la manera siguiente:

$$P_{Mat} = \sum_{L_{mat}}^{L_{max}} P_L ; P_{Opt} = \sum_{0.9L_{opt}}^{1.1L_{opt}} P_L ; P_{Mega} = \sum_{1.1L_{opt}}^{L_{max}} P_L ; \\ P_{Obj} = P_{Mat} + P_{Opt} + P_{Mega};$$

Los parámetros estimados para la pesquería de listado oriental se evalúan con el árbol de decisiones que aparece en el documento de Cope y Punt (2009, Figura 2). La suma de los valores da el valor  $P_{obj}$ , que describe la selectividad de la pesquería (indicada en cajas grises). Siguiendo el árbol hacia abajo a partir de esta rama, el valor correspondiente de  $P_{mat}$  o  $P_{opt}$  se interpreta para determinar si la biomasa del stock (SB) se halla en o por encima del punto de referencia objetivo (RP), en este caso 0,4 de  $B_0$ .

Como análisis muy preliminar, se hizo un diagrama de los índices estimados con los siguientes parámetros:  $L_{mat}=42\text{cm}$  y  $L_{opt}=47\text{cm}$  (**Figura 71**). De acuerdo con la caja de decisiones, el  $P_{obj}$  estimado corresponde a una pesquería de ojiva de peces maduros ( $1 < P_{obj} < 2$ ), que sigue las recomendaciones de sostenibilidad de Froese (Froese, 2004). En esta última distinción, un valor de  $P_{obj}$  entre 1 y 2 distingue claramente patrones de selectividad que contienen algunos peces inmaduros y con una talla subóptima (por ejemplo, el patrón de selectividad logística) de aquellos para los que  $P_{obj}$  es igual a 2. La talla de madurez utilizada es 42 cm (Gaertner, 2010, 2014), es decir, aproximadamente 0,9  $L_{opt}$ . En relación con  $P_{mat}$ , ha estado oscilando ligeramente por encima de 0,9 (línea roja discontinua en la **Figura 71**) desde el inicio de su explotación. Siguiendo las recomendaciones incluidas en el trabajo de Cope y Punt (2009), la pesquería se encontraría cerca del punto de referencia de 0,4  $B_0$ . Estas estimaciones del punto de referencia de la talla no consideraban todos los peces capturados sino los peces por encima de la talla de reclutamiento total (40 cm).

El diseño de una norma de control de la captura requiere determinar los niveles de captura y de mortalidad por pesca recomendados con el fin de que conducir a la pesquería al punto de referencia deseado con una elevada probabilidad. El método presentado preliminarmente proporciona elementos de referencia del rendimiento de la pesquería pero no proporciona las acciones específicas a emprender para cada situación. Debe explorarse la ampliación de métodos basados en la talla como el presentado aquí con el fin de desarrollar HCR cuantitativas y aplicables.

Aunque se ha aplicado este método de una manera muy preliminar, este y otros enfoques serán de gran importancia para elaborar el asesoramiento científico sobre la línea de acción adecuada para mantener esta pesquería en niveles sostenibles. Otras posibles normas de control de la captura a considerar para esta pesquería incluyen el proceso de toma de decisiones en un contexto multiespecífico, lo que incluye el estado de explotación del patudo y el rabil, que a menudo se capturan junto con el listado.

## 7 Recomendaciones

### 7.1 Investigación y estadísticas

Con el objetivo de describir el esfuerzo pesquero asociado a los dos principales modos de pesca (lance sobre banco libre y lance sobre DCP) utilizados por los cerqueros y cañeros tropicales, el Grupo de trabajo recomendó que cada CPC envíe a ICCAT, y en cuadrículas de 1%/mes, la captura y el número de lances (total y con éxito) por modo de pesca (DCP y banco libre).

De conformidad con la Rec. 13-01, que establecía que las CPC deben garantizar que todos los cerqueros, cañeros y buques de apoyo que enarbolan su pabellón, al pescar en asociación con dispositivos de concentración de peces (DCP), deben recopilar y consignar todas las actividades relacionadas con los DCP en un cuaderno de pesca de DCP, el Grupo recomendó que la información de los buques de apoyo fuera analizada e incorporada en el procedimiento de estandarización.

Considerando el volumen de los datos de captura y talla de los túnidos tropicales no incluido en la Tarea I y la Tarea II por cierto número de flotas (por ejemplo, debido al desembarque de esta captura para los mercados locales africanos, como Abiyán), el Grupo recomendó que las CPC establezcan programas adecuados de muestreo y de cuadernos de pesca para garantizar que se cuantifica y comunica totalmente la composición total de la captura y la disposición de la misma como parte de las obligaciones nacionales de comunicación de estadísticas. La recopilación de datos de los cuadernos de pesca y de los muestreos debería basarse en una cooperación total entre las CPC afectadas y los científicos de Côte d'Ivoire a cargo del programa de muestreo de faux poisson que se lleva a cabo en Abiyán.

Los participantes en la reunión indicaron que los modos de pesca de las principales pesquerías de cerco (por ejemplo, Ghana) están clasificados con un modo de pesca desconocido en el archivo de CATDIS de ICCAT. Por consiguiente, el Grupo recomienda que estas capturas sin clasificar sean asignadas a DCP o a banco libre, basándose en los conocimientos científicos sobre cada pesquería y periodo.

Con el fin de mejorar la estandarización de las CPC de los cañeros que operan desde Dakar, se ha sugerido incluir información sobre las características de los buques (talla, estructura, etc), así como las fechas de los principales cambios en las prácticas de pesca a lo largo de los años (por ejemplo, el inicio y el pleno uso del método de pesca asociado a los bancos, la implementación de los DCP, etc.). Respecto a la pesquería de cebo vivo de Canarias, se sugirió investigar los años en los que la pesquería se detuvo por razones comerciales para tener esto en cuenta en el procedimiento de estandarización.

Debido a la incertidumbre en los principales parámetros biológicos del listado (crecimiento por área, mortalidad natural por talla, etc.) y a la limitada información sobre los movimientos y, por consiguiente, sobre la estructura de los stocks, el Grupo recomendó que el plan de trabajo recomendado por el estudio de viabilidad del AOTTP (es decir, en términos de cobertura de los experimentos de marcado espacio-temporales y del rango de clases de talla en el momento de la liberación) sea plenamente adoptado.

Teniendo en cuenta la falta de datos biológicos actualizados sobre la reproducción del listado, las zonas de desove y la fecundidad, el Grupo recomendó que se lleven a cabo en el Atlántico, de forma prioritaria, estudios reproductivos sobre el listado y otros túnidos tropicales.

Debido a la naturaleza multiespecífica de la pesquería de túnidos tropicales, el Grupo recomendó que cualquier ejercicio de una norma de control de la captura (HCR) para el listado, debería tener en cuenta al rabil y al patudo en un contexto multiespecífico.

Para respaldar las recomendaciones del SCRS para los tropicales (Informe del SCRS de 2013, punto 15.2) y teniendo en cuenta la relevancia de la información facilitada por la CAS para calcular varios indicadores de las pesquerías, la HCR basada en la talla, la evaluación de stock basada en la talla y para evaluar los beneficios

derivados de las medidas sobre reglamentaciones espacio-temporales, el Grupo recomendó que la Secretaría de ICCAT implemente un procedimiento automático para elaborar anualmente la captura por talla por stock y en estratos espacio-temporales flexibles. Dicho procedimiento debería ser específicamente relevante para especies como el listado, para el que las CPUE están débilmente correlacionadas con la abundancia y, por tanto, para el que los métodos de evaluación de stock convencionales siguen siendo problemáticos.

## 7.2 Recomendaciones de ordenación

Considerando que al final de la reunión no se disponía de todos los resultados de la evaluación, el Grupo no pudo formular ningún asesoramiento en materia de ordenación. Por lo tanto, las recomendaciones de ordenación se pospondrán para su discusión en la reunión del Grupo de especies tropicales.

## 8 Otros asuntos

### 8.1 Presentación del estudio de viabilidad del Programa de marcado de túnidos tropicales para el Atlántico (AOTTP)

Se presentó al Grupo el Estudio de viabilidad del AOTTP. El estudio de viabilidad se llevó a cabo desde marzo hasta mayo de 2014. Su objetivo era verificar la viabilidad técnica de un programa científico de marcado en el Atlántico, aprendiendo de experiencias previas, y proporcionar detalles de la implementación del proyecto (calendario, recursos, costes) de acuerdo con diferentes escenarios. El estudio de viabilidad revisó la situación actual e histórica de las pesquerías de túnidos en el Atlántico, incluidos aspectos socioeconómicos. Asimismo, estudió diferentes escenarios, así como estrategias de marcado y recaptura, además de actividades propuestas para su implementación durante el AOTTP. La principal conclusión del Estudio de viabilidad es que un programa de marcado de túnidos a gran escala en el Atlántico es viable, y que debería basarse en experiencias y lecciones aprendidas de programas ya implementados en el Pacífico y en el Índico.

Se han identificado dos escenarios respecto al fletamento de buques, el primero es que se fleten dos buques para toda la duración del programa y el segundo es que se fleten diferentes buques en las principales zonas del Atlántico. Este último se recomendó según una base técnica, teniendo en cuenta que la logística asociada con este escenario será mucho más complicada que la asociada con el primero.

Aunque debería usarse una amplia gama de marcas para lograr los resultados previstos del AOTTP, es decir, marcas convencionales, electrónicas (marcas archivo internas y marcas pop-up), sónicas y químicas, para cumplir los objetivos deberían utilizarse principalmente marcas convencional. Las actividades de recuperación deberán estar muy bien planificadas y deberán desplegarse equipos dedicados en puertos en los que los desembarques de cerqueros y cañeros sean importantes, es decir, Abiyán, Tema y Dakar. Para otros sitios de desembarque, el programa deberá trabajar con instituciones locales, el sector privado y otras partes interesadas que trabajan con los buques.

El AOTTP es también una oportunidad única de desarrollar actividades de creación de capacidad en los países costeros en desarrollo de la región. Durante el programa se prevén actividades de creación de capacidad en tres niveles:

- durante las actividades de marcado, formando a técnicos y científicos nacionales en técnicas de marcado y recopilación de datos de marcado
- formación en recopilación de datos de recuperación y muestreo para las actividades de recuperación
- organización de talleres en análisis de datos de marcado y su interpretación, así como en traducción del asesoramiento científico en medidas de ordenación

La creación de capacidad debería llevarse a cabo en una asociación para que los estudiantes de los países en desarrollo lleven a cabo másteres y doctorados utilizando los datos reunidos durante el AOTTP.

El Grupo reconoció los resultados del estudio de viabilidad y aprobó el informe. Se hicieron algunos comentarios respecto a que los análisis estadísticos podrían no haber sido tenidos totalmente en cuenta en el desarrollo de la estrategia de marcado, y a que deben definirse las prioridades dentro de los resultados previstos para adaptar la estrategia de marcado y el tipo de marcas que se van a utilizar durante el AOTTP. El Grupo observó que el AOTTP era una operación única y que dicha oportunidad no se repetirá probablemente en largo tiempo, por lo que deberían tratar de lograrse el máximo de objetivos posible. Además, la realidad del trabajo de campo y la logística impuesta por el fletamento de los buques no siempre permite seguir una estrategia de muestreo

predeterminada. El Grupo también indicó que uno de los objetivos del programa de marcado son los túnidos neríticos o pequeños túnidos y, por ello, recomendó que el estudio de viabilidad incluya planes detallados para marcar túnidos neríticos que serán muy valiosos para los países costeros y para la creación de capacidad. El Grupo sugirió también que el programa trabajara con algunos fabricantes para desarrollar algunas marcas electrónicas específicas, más simples y más baratas que las que existen hoy en día. Dichas marcas podrían proporcionar datos valiosos independientes de la pesquería.

El Grupo observó que la UE ha expresado su interés en financiar parte del AOTTP y que se había presentado una solicitud de financiación en la DG-DevCo. Sin embargo, al menos el 20% del programa deberá ser cofinanciado por otras Partes contratantes, alguna agencia de financiación, el sector privado o las ONG. Esta será una condición necesaria para poder acceder a la financiación de la UE si es aprobada. Por lo tanto, el Grupo recomendó desarrollar una estrategia para contactar con otros posibles donantes.

Por último, el Grupo de trabajo recomendó que se emprendan algunas acciones a nivel de la Comisión antes de que empiece el Programa con el fin de garantizar una implementación fácil. En particular, deberían abordarse los siguientes temas lo antes posible:

- los buques fletados por el programa deberían tener acceso a aguas territoriales y a las ZEE para pescar cebo y túnidos en el contexto de este programa científico.
- deberá llegarse a acuerdos con las naciones que pescan con cerco con el fin de acceder a los datos de los cuadernos de pesca y recoger información como la fecha de recuperación y la ubicación de la recuperación. Estos acuerdos deberían incluir normas de confidencialidad para el uso de los datos.
- será necesaria la colaboración de los países costeros para participar en las actividades de marcado y recuperación.

El Grupo señaló también que el informe del estudio de viabilidad solo estaba disponible en francés en el momento de la reunión y recomendó que la Secretaría traduzca el informe al inglés para que tenga una difusión más amplia.

### *8.1.1 Estudios de simulación*

#### Estimar los movimientos a partir de datos de marcado convencional

El documento SCRS/2014/089 presentaba un modelo bayesiano desarrollado basándose en modelos previos de Hilborn (1990), Xiao (1996) y Aires-Da-Silva et al. (2009) para estimar los parámetros de movimiento de los túnidos tropicales a partir de datos de marcado convencional. El modelo constaba de dos partes, un modelo de dinámica de población para estimar el número de peces marcados en alta mar en cada año y área, y un modelo de marcado para estimar el número de marcas recuperadas. El modelo permitió dos configuraciones regionales diferentes. Se utilizó un modelo de cuatro regiones de todo el Atlántico, separando el océano en regiones del noroeste, sudoeste, noreste y sudeste, para estimar los movimientos anuales de patudo a partir de datos históricos de marcado convencional de ICCAT. Los movimientos eran mínimos entre las regiones del noreste y sudeste, pero los parámetros no estaban bien estimados para otras regiones debido a la limitada cantidad de datos en el Atlántico occidental. Un modelo de ocho regiones, con zonas de pesca estadísticas basadas en las de Fonteneau et al. (2000) que representen los principales caladeros en el Atlántico oriental, permitiría estimar los movimientos observados en los datos de marcado a una menor escala. Este modelo de ocho regiones será adecuado para estimar los movimientos del listado a partir de los datos actuales de marcado, mientras que el modelo de cuatro regiones será probablemente adecuado para estimar los movimientos del rabil.

El Grupo indicó que la información incluida en los datos de marcado disponibles era bastante limitada y no proporcionaba mucha información sobre el movimiento de los túnidos tropicales en el Atlántico, lo que reforzaba la necesidad de implementar un programa de marcado para recopilar mejores datos.

#### Modelos de simulación para comparar diseños alternativos para programas de marcado

Se presentó al Grupo una actualización del modelo de simulación desarrollado en 2013 para diseñar un programa de marcado. Se construyó en R un modelo basado en los ejemplares, estructurado por edad, multiestado y de captura-recaptura para simular diseños alternativos del estudio de un programa de marcado de túnidos en el Atlántico. Se modelaron tres procesos para generar historias de captura individual basadas en las probabilidades previstas de recuperación de marcas, lo que incluye un proceso de marcado, un modelo de dinámica de población para permitir la mortalidad natural y la migración de ejemplares entre las cuatro regiones geográficas, que

incluían América del norte, Europa, África del norte, América del sur y África occidental, así como un proceso de recuperación de marcas de las principales pesquerías que operan en Atlántico. El modelo se parametrizó utilizando la dinámica pesquera de una especie tropical, el rabil, para demostrar su utilidad, pero el modelo es flexible para la parametrización de cualquier especie. Se simularon tres diseños de estudio para comparar el número predicho de recuperaciones de marcas por región, por 10.000 marcas. La primera simulación asumía un marcado convencional y una cobertura de observadores a bordo del 5% en todas las flotas, la segunda asumía un marcado convencional y una cobertura de observadores del 50% en flotas seleccionadas, y la tercera asumía marcado genético y un 100% de muestreo genético de flotas seleccionadas. Los resultados indicaban que el mayor número de recuperaciones de marcas estaba previsto que ocurriera dentro de un año por parte de las pesquerías de cerco que operan en África occidental. Para períodos superiores a un año se predijeron pocas recuperaciones de marcas por 10.000 marcas. La simulación demostró que la determinación de la edad de los peces recapturados era crítica para el modelo estructurado por edad, de otra forma habrá que desarrollar un modelo más simplista de una única clase de edad o un modelo estructurado por talla. El modelo es muy flexible y puede parametrizarse para incluir la heterogeneidad individual en las probabilidades de mortalidad natural y de migración, definir la estacionalidad y selectividad de las pesquerías para tener debidamente en cuenta el desfase temporal entre la liberación y la recaptura, y pueden incluirse flotas adicionales para ponderar esfuerzos alternativos de remuestreo y marcado. La simulación puede usarse para estimar ratios de rentabilidad de diseños alternativos del estudio AOTTP y estimar el equilibrio entre el esfuerzo de muestreo y la incertidumbre y el sesgo en los parámetros.

El Grupo indicó que estas recomendaciones del año anterior se habían incorporado al modelo, que había mejorado. Señaló también que el modelo estaba usando la edad, pero que podría ser útil que se basara en la talla, en particular para especies en las que la determinación de la edad a partir de partes duras como los otolitos no es concluyente.

#### Perspectiva de PREFACE y AWA sobre la ecología de los túnidos del Atlántico tropical y los efectos en las economías pesqueras de África occidental

Se presentó un documento (SCRS/2014/077) al Grupo de trabajo. Presentaba dos proyectos, Preface (EU DG Env. FP7) y AWA (BMBF & IRD-MESR-MAEE), que trabajarán para mejorar la predicción del clima del Atlántico tropical y su impacto trabajando en el ecosistema. El Atlántico tropical es una región de incertidumbre clave en el sistema climático de la tierra: los modelos climáticos de última generación presentan un gran error sistemático, existen grandes incertidumbres en los papeles relativos de los factores externos e internos a la hora de dar forma al cambio climático y se desconoce cómo responden los ecosistemas marinos a la variabilidad climática y cómo les afectará el cambio climático. Como consecuencia, la predicción del clima del Atlántico tropical basada en los modelos y sus impactos socioeconómicos globales es muy incierta en todas las escalas temporales. A través de estos proyectos, la experiencia europea y africana combinará las capacidades de modelación a escala global y regional, los experimentos de campo y los sistemas de observación para: (i) reducir las incertidumbres en nuestros conocimientos sobre el funcionamiento del clima del Atlántico tropical, las predicciones climáticas y las proyecciones sobre el cambio climático, (ii) para mejorar la simulación y predicción del clima del Atlántico tropical a escalas estacionales y de mayor tiempo y para contribuir a una mejor cuantificación del impacto del cambio climático en la región; (iii) para mejorar la comprensión de los efectos acumulativos de los múltiples factores estresantes de la variabilidad climática, el cambio climático inducido por el efecto invernadero y las pesquerías en los ecosistemas marinos, la diversidad funcional y los servicios de ecosistemas en el Atlántico tropical, (iv) para evaluar las vulnerabilidades socioeconómicas y evaluar la resistencia de la riqueza de las comunidades pesqueras de África occidental a los cambios en el ecosistema producidos por el clima y a los mercados globales. En particular, para alcanzar algunos de sus objetivos, el proyecto analizará las propiedades del hábitat en el área, como enfoque prometedor para hacer un seguimiento de los cambios diferenciales en la utilización del hábitat horizontal y vertical. El marcado con marcas pop-up del patudo y el rabil proporcionará datos de su comportamiento detallados y permitirá un diseño experimental controlado sin depender de que se apliquen tasas inciertas de recuperación de marcas de las pesquerías. El proyecto Preface y AWA han elaborado un acuerdo de consorcio y desearían establecer una colaboración con ICCAT y otros socios en (i) un experimento de marcado (pop-up) de patudo y de rabil, (ii) dinámica de las presas y el hábitat de los túnidos en el contexto del cambio climático, (iii) desarrollo de modelos bioeconómicos de los túnidos tropicales, (iv) análisis retrospectivo de la serie temporal de desembarques de túnidos (principalmente listado), (v) creación de capacidad en África occidental para estudiantes y técnicos y científicos, así como intentar establecer una sinergia con el proyecto actual y futuro relacionado con las comunidades de ICCAT.

El Grupo indicó que estos proyectos podrían aportar alguna información útil para la evaluación de stock de las especies muy vinculada a la productividad pero que el Grupo que mejor trabajaría con ellos sería el Subcomité de ecosistemas. Además, el Grupo indicó que en el golfo de México se estaba desarrollando alguna iniciativa similar y que estos proyectos podrían colaborar. Respecto a las actividades de marcado, estos proyectos no están exactamente en la misma línea temporal que el AOTTP, pero el Grupo señaló que se están estableciendo contactos con científicos que han realizado marcado de túnidos tropicales con marcas pop-up ya que a veces es difícil marcar estas especies con éxito y buenos resultados.

### ***8.2 Preparación de los TOR para establecer un procedimiento estadístico de elaboración de la CAS para las especies de túnidos tropicales (YFT, BET y SKJ)***

La Secretaría informó de que, tras la recomendación del Grupo de especies tropicales, se publicó una convocatoria de ofertas en mayo de 2014 con el objetivo de desarrollar tanto un algoritmo estadístico para elaborar automática y anualmente la captura por talla por stock y estratos espaciotemporales flexibles como métodos estadísticamente rigurosos para sustituir los datos de talla de Tarea II faltantes por estratos precisos (flota, modo de pesca, espacial-temporal...). En ambos casos se solicitó un código documentado en forma de un paquete R.

El desarrollo de dicho procedimiento proporcionaría un mecanismo robusto y coherente para estimar la CAS y permitiría a la Secretaría responder a la solicitud del Grupo de especies tropicales de tener una CAS actualizada de las tres especies (YFT, SKJ y BET) en cualquiera de las reuniones de evaluación de stock de las especies tropicales.

Lamentablemente no se recibieron respuestas a esta convocatoria de ofertas.

El Grupo consideró que este trabajo sigue siendo importante para las especies tropicales y decidió volver sobre la propuesta durante la reunión del Grupo de especies tropicales.

## **9 Adopción del informe y clausura**

El informe fue adoptado por correspondencia y la reunión clausurada.

## Referencias

- Aires-Da-Silva, A., Maunder, M.N., Gallucci, V.F., Kohler, N.E. and Hoey, J.J. 2009. A spatially structured tagging model to estimate movement and fishing mortality rates for the blue shark (*Prionace glauca*) in the North Atlantic Ocean. *Marine and Freshwater Research*, 60, 1029-1043.
- Anon. 2009. Report of the 2008 Yellowfin and Skipjack Stock Assessments (*Florianópolis, Brazil, July 21 to 29, 2008*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 64(3): 669-972.
- Anon. 2012. Report of the 2012 ISSF Stock Assessment Workshop: Understanding Purse Seine CPUE. ISSF Technical Report 2012-10.
- Anon. 2013. Report of the 2012 Meeting of the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods (*Madrid, Spain - April 16-20, 2012*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 69(3):1354-1426.
- Anon. 2014. Report of the 2013 Tropical Tuna Species Group Intersessional Meeting (*Tenerife, Spain - March 18-21, 2013*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70().
- Beverton, R.J.H., Holt, S.J. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. *Fishery Invest.*, Lond., Series 2, 19. 533 p.
- Cayré P., Farrugio H., 1986, Biologie de la reproduction du listao (*Katsuwonus pelamis*) de l'océan Atlantique. In: Symons, P.E.K., Miyake, P.M., Sakagawa, G.T. (Eds.), Proc. ICCAT conference on the international skipjack year program, Madrid, pp. 252–272.
- Cope, J.M. and A. E. Punt, 2009. Length based reference points for data-limited situations: Applications and restrictions.
- Fonteneau, A., Ariz, J., Gaertner, D., Nordstrom, V. and Pallares, P. 2000. Observed changes in the species composition of tuna schools in the Gulf of Guinea between 1981 and 1999, in relation with the Fish Aggregating Device fishery. *Aquatic Living Resources*, 13, 253-257.
- Froese, R. 2004. Keep it simple: three indicators to deal with overfishing. *Fish and Fisheries*, 5: 86-91.
- Gaertner, D. 2010. Estimates of historic changes in total mortality and selectivity for eastern Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*) from length composition data. *Aquatic Living Resources*, 23, 3-11.
- Gaertner, D. 2014. Indirect estimates of natural mortality rates for Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*) using life history parameters. SCRS/2014/073.
- Gaertner, D., Delgado de Molina, A., Ariz, J., Pianet, R., and Hallier, J.-P. (2008) Variability of the growth parameters of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) among areas in the eastern Atlantic: Analysis from tagging data within a meta-analysis approach. *Aquat Living Resour.* 21: 349-356.
- Gaertner D., Fonteneau A., and Laloe F. 2001. Approximate estimate of the maximum sustainable yield from catch data without detailed effort information: application to tuna fisheries. *Aquat. Living Resour.* 14: 1-9.
- Gedamke, T., and J.M. Hoenig. 2006. Estimating Mortality from Mean Length Data in Non-equilibrium Situations, with Application to the Assessment of Goosefish. *Trans. Amer. Fish. Soc.* 135:476-487.
- Hallier, J.P., and Gaertner, D. (2006) Estimated growth rate of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) from tagging surveys conducted in the Senegalese area (1996-1999) within a meta-analysis framework. Col. Vol. Sc. Pap. ICCAT, 59(2): 411-420.
- Hilborn, R. 1990. Determination of Fish Movement Patterns from Tag Recoveries using Maximum Likelihood Estimators. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 47, 635-643.
- Ingram, G. W., JR., W. J. Richards, J. T. Lamkin, B. Muhling. 2010. Annual indices of Atlantic bluefin tuna (*Thunnus thynnus*) larvae in the Gulf of Mexico developed using delta-lognormal and multivariate models. *Aquat. Living Resour.* 23:35-47.
- Martell, S. and R. Froese. 2012. A simple method for estimating MSY from catch and resilience. *Fish and Fisheries*, 14(4), 504-514.

- Maunder M., 2001. Growth of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the eastern Pacific Ocean, as estimated from tagging data. Bull. IATTC 22, 2: 95-131.
- Maunder, M. and Punt A. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. Fisheries Research 70 (2), 141-159.
- McAllister, M.K., G.P. and Kirkwood. 1998. Using Bayesian decision analysis to help achieve a precautionary approach to managing newly developing fisheries. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 55: 2642–2661.
- McAllister, M. K., E. K. Pikitch and E. A. Babcock. 2001. Using demographic methods to construct Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 58:1871-1890.
- McAllister, M.K., G.P. and Kirkwood. 1998. Using Bayesian decision analysis to help achieve a precautionary approach to managing newly developing fisheries. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 55: 2642–2661.
- Pagavino, M., y Gaertner, D. (1995) Ajuste de una curva de crecimiento a frecuencias de tallas de atún listado (*Katsuwonus pelamis*) pescado en el mar Caribe suroriental. Coll. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 44(2): 303-309.
- Prager, M. H. 1992. ASPIC: A Surplus-Production Model Incorporating Covariates. Coll. Vol. Sci. Pap., Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas (ICCAT) 28: 218–229.
- Prager, M. H. 1994. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. Fish. Bull. (U.S.) 92: 374–389.
- Prager, M. H., C. Phillip Goodeyear, and G. P. Scott. 1996. Application of a surplus-production model to a swordfish-like simulated stock with time-changing selectivity. Trans. AFS 125:729-740.
- Quinn, T.J., and R.B. Deriso. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Biological Resource Management Series. ISBN: 9780195076318. 560pp.
- Then, A. 2014. Studies of Mortality Estimation for Data-limited Fisheries. PhD dissertation, College of William and Mary.
- Torres-Irineo, E., Gaertner, D., Chassot, E., Dreyfus-León, M. 2014. Changes in fishing power and fishing strategies driven by new technologies: The case of tropical tuna purse seiners in the eastern Atlantic Ocean. Fishery Research, 155: 10-19.
- Schaefer, M. B. 1957. A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. Inter-Am. Trop. Tuna Comm. Bull. 2: 247–268.
- Scott G., Lopez J., 2014. The use of FADs in tuna fisheries. Directorate-general for Internal Policies, Policy Department B: Structural and cohesion policies, European Parliament, IP/B/PECH/IC/2013-123, pp. 70.
- Smith, T.D. 1994. Scaling fisheries: the science of measuring the effects of fishing, 1855-1955. Cambridge University Press.
- Vilela M.J.A., Castello J.P., 1991, Estudio de la edad y del crecimiento del barrilete *Katsuwonus pelamis*, en la region Sur y Sudeste de Brasil. Frente Marit. 9, 29-35.
- Walter J., Cass-Calay S. 2012. Identifying biologically implausible interannual variability in CPUE indices; with application to Atlantic yellowfin tuna. SCRS/2012/039.
- Wang X., Chen Y., Truesdell S., Xu L., Cao J., Guan W., 2014. The Large-Scale Deployment of Fish Aggregation Devices Alters Environmentally-Based Migratory Behavior of Skipjack Tuna in the Western Pacific Ocean. PlosOne 9(5) 6p.
- Xiao, Y. 1996. A framework for evaluating experimental designs for estimating rates of fish movement from tag recoveries. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 53, 1272-1280.

## TABLEAUX

**Tableau 1.** Prises estimées T1NC (t) de listao (*Katsuwonus pelamis*) par zone, engin et pavillon utilisées par le Groupe de travail pour l'évaluation de 2014 du listao.

**Tableau 2.** Catalogue SKJ-E (1980-2013) de la Tâche I par opposition à la Tâche II par stock, principale pêcherie (combinaisons pavillon/engin classées par ordre d'importance) et année (1980 à 2013). [Le schéma de couleurs de Tâche II présente une concaténation de caractères ("a"= T2CE existe; "b"= T2SZ existe; "c"= CAS existe) qui représente la disponibilité des données de Tâche II dans la base de données de l'ICCAT.]

**Tableau 3.** Catalogue SKJ-W (1980-2013) de la Tâche I par opposition à la Tâche II par stock, principale pêcherie (combinaisons pavillon/engin classées par ordre d'importance) et année (1980 à 2013). [Le schéma de couleurs de Tâche II présente une concaténation de caractères ("a"= T2CE existe; "b"= T2SZ existe; "c"= CAS existe) qui représente la disponibilité des données de Tâche II dans la base de données de l'ICCAT.]

**Tableau 4.** Différences entre CATDIS (reflétant T1NC - avril 2014) et T1NC adoptée par le GT (montre seulement le stock SKJ-E à partir de 1980, une fois que rien d'autre n'a changé).

**Tableau 5.** Séries de capture totales de listao de l'hypothèse de cinq stocks et importance relative (%) dans chaque année.

**Tableau 6.** Règles de substitution du SKJ-E adoptées.

**Tableau 7.** Règles de substitution du SKJ-W adoptées.

**Tableau 8.** Matrice globale de CAS du SKJ-E (nombre de poissons) par année et classes de taille de 2 cm longueur à la fourche (FL).

**Tableau 9.** Matrice globale de CAS du SKJ-W (nombre de poissons) par année et classes de taille de 2 cm longueur à la fourche (FL).

**Tableau 10.** Résumé du marquage conventionnel du listao (*Katsuwonus pelamis*) (ICCAT-DB).

**Tableau 11.** Année (ou période temporelle), comme indiqué par les rectangles, où une nouvelle technologie a été introduite dans la flottille française de senneurs tropicaux opérant dans l'Atlantique Est (chiffre extrait de Torres-Irineo 2014, Fisheries Research).

**Tableau 12.** Résumé des critères d'évaluation pour les indices d'abondance relative du listao de l'Atlantique. Les rangées vides correspondent aux critères qui n'ont pas été évalués pendant la réunion.

**Tableau 13.** Indices d'abondance relative pour le stock occidental de listao atlantique. L'indice RR états-unien n'a pas été utilisé dans les modèles d'évaluation.

**Tableau 14.** Indices d'abondance relative pour le stock oriental de listao atlantique.

**Tableau 15.** Pondérations statistiques pour les indices de la CPUE utilisés dans les modèles de production du a) listao de l'Ouest et b) listao de l'Est. Les pondérations représentent la zone relative couverte par chaque pêcherie et la prise relative déclarée par chaque flottille.

**Tableau 16.** Estimations en pourcentage des augmentations annuelles de la capturabilité du thon obèse capturé par les flottilles de senneurs calculées à partir de différentes données de CPUE et pour différentes périodes.

**Tableau 17.** Modèles bayésiens de production excédentaire et valeurs d'entrée.

**Tableau 18.** Paramètres de démarrage du BSP pour le SKJ-E et valeurs d'entrée techniques pour chaque scénario.

**Tableau 19.** Paramètres d'entrée d'ASPIC et descriptions des scénarios pour le stock occidental du listao.

**Tableau 20.** Résultats du modèle BSP pour les stocks de l'Est et de l'Ouest. Il est à noter que la convergence réelle des modèles n'implique pas nécessairement que le modèle devrait être utilisé pour formuler un avis en raison des conditions de limite observées sur l'estimation de  $k$ . Les valeurs sont une moyenne de distribution a posteriori et des valeurs de CV.

**Tableau 21.** Résultats du modèle ASPIC pour le stock occidental, scénarios de sensibilité comparés au scénario 1. Les estimations ne font pas l'objet de bootstrap. Les itérations représentent le nombre de redémarrages pour atteindre la convergence.

## TABLAS

**Tabla 1.** Capturas T1NC estimadas (t) de listado (*Katsuwonus pelamis*) por zona, arte y pabellón utilizadas por el grupo para la evaluación de listado de 2014.

**Tabla 2.** Catálogo de listado del este (1980-2013) de Tarea I frente a Tarea II por stock, pesquerías principales (combinaciones pabellón-arte clasificadas por orden de importancia) y año (1980 a 2013). [Esquema de colores de Tarea II, tiene concatenación de caracteres (“a”= T2CE existe; “b”= T2SZ existe; “c”= CAS existe) que representa la disponibilidad de datos de Tarea II en las bases de datos de ICCAT]

**Tabla 3.** Catálogo de listado del oeste (1980-2013) de Tarea I frente a Tarea II por stock, pesquerías principales (combinaciones pabellón-arte clasificadas por orden de importancia) y año (1980 a 2013). [Esquema de colores de Tarea II, tiene concatenación de caracteres (“a”= T2CE existe; “b”= T2SZ existe; “c”= CAS existe) que representa la disponibilidad de datos de Tarea II en las bases de datos de ICCAT]

**Tabla 4.** Diferencias entre CATDIS (que refleja la T1NC -abril de 2014) y la T1NC adoptada por el Grupo (se muestra solo el stock de listado del este desde 1980 en adelante, cuando ya no hay más cambios).

**Tabla 5.** Series de captura generales de listado para la hipótesis de cinco stocks e importancia relativa (%) en cada año.

**Tabla 6.** Norma de sustitución del listado del este adoptadas.

**Tabla 7.** Norma de sustitución del listado del oeste adoptadas.

**Tabla 8.** Matriz CAS general de listado del este (número de peces) por año y clases de talla de 2 cm de longitud a la horquilla (FL).

**Tabla 9.** Matriz CAS general de listado del oeste (número de peces) por año y clases de talla de 2 cm de longitud a la horquilla (FL).

**Tabla 10.** Resumen de marcado convencional (BD de ICCAT) de listado (*Katsuwonus pelamis*).

**Tabla 11.** Año (o periodo temporal) indicado mediante rectángulos en el que se ha introducido una nueva tecnología en la flota de cerco tropical francesa que opera en el Atlántico oriental (figura extraída de Torres-Irineo 2014, Fisheries Research).

**Tabla 12.** Resumen de los criterios de evaluación para los índices de abundancia relativa del listado del Atlántico. Las hileras vacías corresponden a criterios no evaluados durante la reunión.

**Tabla 13.** Índices de abundancia relativa para el stock occidental de listado del Atlántico. El índice RR de Estados Unidos no se utilizó en los modelos de evaluación.

**Tabla 14.** Índices de abundancia relativa para el stock oriental de listado del Atlántico.

**Tabla 15.** Ponderaciones estadísticas para los índices de CPUE utilizados en los modelos de producción de a) listado occidental y b) listado oriental. Las ponderaciones representan la zona relativa cubierta por cada pesquería y la captura relativa comunicada por cada flota.

**Tabla 16.** Estimaciones de incrementos porcentuales anuales en la capturabilidad para el patudo capturado por las flotas de cerco estimadas a partir de datos de CPUE diferentes y para diferentes períodos.

**Tabla 17.** Modelos de producción excedente bayesianos y datos de entrada.

**Tabla 18.** Parámetro de inicio del BSP y datos de entrada técnicos para cada ensayo para el listado del este.

**Tabla 19.** Parámetros de entrada ASPIC y descripciones de los ensayos para el stock occidental de listado.

**Tabla 20.** Resultados del modelo BSP para los stocks oriental y occidental. Cabe señalar que la convergencia real del modelo no implica necesariamente que el modelo deba utilizarse para el asesoramiento debido a las condiciones límite observadas en la estimación de k. Los valores son la media de la distribución posterior y los valores CV.

**Tabla 21.** Resultados del modelo ASPIC para el stock occidental, ensayos de sensibilidad comparados con el ensayo 1. Las estimaciones no se han sometido a bootstrap. Las iteraciones representan el número de reinicios para alcanzar la convergencia.

## FIGURES

**Figure 1.** Estimations des paramètres K et  $L_\infty$  à partir des données de marquage.

**Figure 2.** Estimations de la mortalité naturelle par taille extraites du document SCRS/2014/073.

**Figure 3.** Proposition de sept zones stratifiées pour la population de listao de l'Atlantique. Ces zones pourraient servir à calculer les indicateurs des pêcheries.

**Figure 4.** Prises de listao réalisées par les canneurs et les senneurs tropicaux européens et associés de 1991 à 2013.

**Figure 5.** Comparaison des estimations antérieures et nouvellement révisées des débarquements de listao réalisés par les senneurs et les canneurs ghanéens en se fondant sur la révision documentée dans le SCRS/2014/088.

**Figure 6.** Total estimé cumulé des débarquements de faux poissons (1982-2013) par les senneurs des pavillons principaux.

**Figure 7.** Proportion par espèce des faux poissons débarqués à Abidjan (1982-2013).

**Figure 8.** Prise nominale cumulée de la Tâche I (t) par stock de listao.

**Figure 9.** Distribution géographique des prises de listao (t) (1950 à 2012) des canneurs [panneau supérieur gauche] et des senneurs PS [panneau supérieur droit], et par mode de pêche à la senne (DCP/bancs libres) pendant deux périodes (2000-2009 et 2010-2012). Les cartes du panneau supérieur proviennent du bulletin statistique 42(I) publié en mai 2014. Le panneau inférieur a été élaboré par le Groupe de travail.

**Figure 10.** Jeu de quadrillage par carrés de 5°x5° CATDIS classé dans l'hypothèse de cinq stocks (résultat de l'algorithme de classification).

**Figure 11.** Prise cumulative (t) par stock (CATDIS avec l'hypothèse de cinq stocks).

**Figure 12.** Proportion relative (%) de chaque stock par année.

**Figure 13.** Composition par taille (classe limite inférieure de 2 cm FL) des captures de SKJ-E réalisées de 1969 à 2013.

**Figure 14.** Composition par taille (classe limite inférieure de 2 cm FL) des captures de SKJ-W réalisées de 1969 à 2013.

**Figure 15.** Poids moyens du listao (moyenne pondérée estimée à partir du jeu de données de CAS) par stock (panneau supérieur) et à l'intérieur de chaque stock, par engin principal pour le SJK-E (centre) et SKJ-W (panneau inférieur). Toutes les séries s'étendent de 1969 à 2013.

**Figure 16.** Déplacements apparents du listao (déplacement direct entre les positions géographiques de remise à l'eau et de récupération) obtenus à partir du marquage conventionnel.

**Figure 17.** Captures de listao de l'Atlantique Est par engin, telles qu'utilisées par le Groupe de travail pour l'évaluation de stocks de 2014.

**Figure 18.** Captures de listao de l'Atlantique Ouest par engin, telles qu'utilisées par le Groupe de travail pour l'évaluation de stocks de 2014.

**Figure 19.** Taux d'augmentation de la capture (en bleu) et de diminution de la capture (en rouge) comparant les prises annuelles de listao avec les prises moyennes de listao (Atlantique Est) au cours des trois années antérieures.

**Figure 20.** Prises de listao dans l'Atlantique Nord et Sud-Ouest.

**Figure 21.** Estimations des prises annuelles de listao sous DCP et en bancs libres dans l'Atlantique Est. La ligne en pointillés montre les données officielles de CATDIS, la ligne continue ("DCP") montre les prises totales de listao en postulant que toutes les prises ghanéennes de listao étaient associées à des DCP.

**Figure 22.** Pourcentage annuel des prises associées aux DCP chez les senneurs français et espagnols (toutes les espèces).

**Figure 23.** Poids moyen du listao capturé par les senneurs communautaires et par les canneurs de Dakar, total et dans diverses zones (dans l'Atlantique Est).

**Figure 24.** Taille moyenne du listao par stock.

**Figure 25.** Taille moyenne du listao par zone principale.

**Figure 26.** Prises moyennes de gros listaos ( $> 56$  cm) réalisées par les senneurs communautaires au cours de la période 2012-2013.

**Figure 27.** Prises annuelles moyennes de listao par senneur (flottille de l'UE et associée).

**Figure 28.** Capacité de transport nominale des senneurs et canneurs dans l'Atlantique Est et nombre total de senneurs.

**Figure 29.** Prise moyenne de listao par opération (flottille de senneurs de l'UE) sous DCP (françaises et espagnoles + flottille associée) et sur bancs libres (tous les senneurs).

**Figure 30.** Nombre total annuel d'opérations positives sur bancs libres et sous DCP (flottille de senneurs de l'UE).

**Figure 31.** Composition spécifique des échantillons de DCP dans la zone septentrionale (Nord de  $10^{\circ}$ N) (gauche) et dans la zone équatoriale (droite) (2000-2010).

**Figure 32.** Prise par taille annuelle de listao en poids dans l'Atlantique Est, et lignes montrant potentiellement les âges 1 et 2 et la taille à la première maturité.

**Figure 33.** Prise par taille annuelle de listao en poids dans l'Atlantique Ouest, et lignes montrant potentiellement les âges 1 et 2 et la taille à la première maturité.

**Figure 34.** Prises annuelles de trois catégories de taille de listao dans l'Atlantique Est, petits (0-46 cm), moyens (46-60 cm) et grands (plus de 60 cm), correspondant approximativement à des captures d'âge 0, 1 et 2+ (sur la base des chiffres de CAS de 2014).

**Figure 35.** Nombre de carrés de  $5^{\circ}$  pêchés annuellement dans l'ensemble de l'Atlantique par toutes les flottilles (fichier CATDIS) avec une prise annuelle de listao  $> 10$  t.

**Figure 36.** Les trois "meilleures captures" annuelles observées dans les carrés de  $5^{\circ}$  ont montré les captures les plus élevées de listao.

**Figure 37.** Fréquence géographique des trois rangées des meilleures captures annuelles de listao observées dans la flottille de l'UE pendant la période 1991-2013 (jaune : meilleures prises ; rouge : 2<sup>e</sup> prises et noir : 3<sup>e</sup> prises).

**Figure 38.** Prix annuel moyen du listao et de l'albacore (corrige pour tenir compte de l'inflation aux États-Unis et converti en dollars en 2013) sur le marché de Bangkok.

**Figure 39.** Emplacement moyen des prises de listao pendant la période 1970-2012 (fichier CATDIS).

**Figure 40.** Prises moyennes de listao par Carré de 1° de la flottille de senneurs de l'UE pendant les deux périodes récentes : gauche : 2000-2006 et droite : 2007-2013.

**Figure 41.** Prises moyennes de listao réalisées trimestriellement à SST  $<25^{\circ}$ C (gauche) et  $>25^{\circ}$  (droite) (1<sup>er</sup> trimestre : bleu, 2<sup>e</sup> trimestre : orange, 3<sup>e</sup> trimestre : rouge, 4<sup>e</sup> trimestre : noir).

**Figure 42.** Prises annuelles d'albacore et de thon obèse dans la pêcherie de senneurs communautaires opérant sous DCP.

**Figure 43.** Distribution par taille des captures à la senne de listao, d'albacore et de thon obèse dans des opérations en bancs libres (FSC), sous DCP et combinées (ALL) par rapport à la taille postulée à la maturité.

**Figure 44.** Indices d'abondance relative pour le stock occidental de listao. Les indices sont initialement échelonnés à leur propre moyenne. Afin de faciliter la visualisation, les indices palangriers et l'indice des senneurs sont ensuite échelonnés à la moyenne de l'indice larvaire du golfe du Mexique (le plus long de tous les indices) sur la gamme des années que chaque indice chevauche avec l'indice larvaire du golfe du Mexique.

**Figure 45.** Indices d'abondance relative pour le stock oriental de listao. Les indices sont initialement échelonnés à leur propre moyenne. Afin de faciliter la visualisation, les indices des senneurs sont ensuite échelonnés à la moyenne de l'indice des canneurs des Açores (le plus long de tous les indices) sur la gamme des années que chaque indice senneur chevauche avec l'indice des Açores.

**Figure 46.** Sélectivité de la flottille de senneurs en ce qui concerne le thon obèse comme fonction d'âge, telle qu'estimée pour la VPA du thon obèse provenant de l'évaluation de 2010.

**Figure 47.** Biomasse de thon obèse d'âge zéro et un, estimée par VPA, sans utiliser l'indice des senneurs dans l'estimation.

**Figure 48.** CPUE nominale estimée du thon obèse pour diverses flottilles de senneurs agrégées.

**Figure 49.** Estimations de la capturabilité annuelle du thon obèse obtenues en comparant les estimations de biomasse de jeunes thons obèses avec les estimations de CPUE provenant des flottilles de senneurs.

**Figure 50.** Estimations du ratio relatif de capturabilité du thon obèse en jours de pêche sous DCP et en bancs libres associés.

**Figure 51.** Limites géographiques représentant des postulats alternatifs de structure des stocks, (A) deux stocks Est et Ouest séparés par le méridien de 30°W, et (B) représentation par métapopulation de nombreux stocks. Les zones ombrées ont été prises en compte pour les modèles d'évaluation des stocks.

**Figure 52.** Résilience moyenne des résultats du modèle basé uniquement sur les captures pour le listao de l'Est et de l'Ouest (deux rangées supérieures des diagrammes) par opposition aux stocks du Sud-Ouest et du Sud-Est (deux rangées inférieures des diagrammes) en vertu de la structure de métapopulation.

**Figure 53.** Résilience élevée des résultats du modèle basé uniquement sur les captures pour le listao de l'Est et de l'Ouest (deux rangées supérieures des diagrammes) par opposition aux stocks du Sud-Ouest et du Sud-Est (deux rangées inférieures des diagrammes) en vertu de la structure de métapopulation.

**Figure 54.** Estimations du taux intrinsèque de croissance de la population ( $r$ ) et de la capacité de transport ( $K$ ) pour les modèles basés uniquement sur les captures de listao de l'Est et de l'Ouest. Rouge : Est, Bleu : Ouest. Cercles-lignes continues (résilience élevée), triangles-lignes en pointillés (résilience moyenne).

**Figure 55.** Tailles moyennes observées et prédites par opposition au temps dans le modèle de mortalité basé sur la taille moyenne (modèle Hoenig-Gedamke ou modèle THG) ajusté aux données de taille provenant de la pêcherie de canneurs brésiliens et des données d'effort de toute la pêcherie de l'Atlantique Ouest. Lc a été établi égal à 50 cm.

**Figure 56.** Tailles moyennes observées et prédites par opposition au temps dans le modèle THG ajusté aux données de taille provenant de la pêcherie de canneurs brésiliens et des données d'effort de toute la pêcherie de l'Atlantique Ouest. Lc a été établi égal à 55 cm.

**Figure 57.** Comparaison des mortalités de pêche estimées à partir d'un modèle de production pour le listao de l'Ouest (ASPIC, lignes noires et cercles pleins) et du modèle THG qui incorporait l'effort de pêche (ligne rouge avec des cercles vides).

**Figure 58.** Modèles de croissance publiés du listao échantillonné (avec remplacement) dans l'estimation Monte Carlo du taux de croissance de la population ( $r$ ), utilisés comme une distribution a priori dans le modèle bayésien de production excédentaire.

**Figure 59.** Calendriers de mortalité naturelle estimée basés sur les estimations de la taille par âge à partir de l'échantillonnage Monte Carlo des courbes de croissance publiées.

**Figure 60.** Distributions a priori pour le taux intrinsèque de la croissance de la population ( $r$ ) à partir de l'évaluation de 2008 (A) et celle développée pour l'évaluation de 2014 (B). Le nouveau prior a été modélisé avec une distribution lognormale et a une moyenne plus élevée ainsi qu'une plus grande densité vers des valeurs supérieures de  $r$ .

**Figure 61.** Priors et distributions a posteriori pour le SKJE en utilisant l'ancien prior  $N(1,17; 0,25)$  pour  $r$  et le prior  $Uniform(Log(2E5, log(2E6))$  pour  $K$  pour les modèles SKJ-E 0, 2 et 3 qui utilisent tous l'ancien prior.

**Figure 62.** Priors et distributions a posteriori pour  $r$  et  $K$  à partir du modèle de 2014 avec les nouveaux priors pour  $r$  pour les scénarios du modèle E1, E4 et E5.

**Figure 63.** Priors et distributions a posteriori pour  $r$  et  $K$  à partir du modèle de 2014 avec l'ancien prior pour  $r$  pour les scénarios du modèle West02 et West2.

**Figure 64.** Priors et distributions a posteriori pour  $r$  et  $K$  à partir du modèle de 2014 avec le nouveau prior pour  $r$  pour les scénarios du modèle West 1, 4 et 5.

**Figure 65.** Ajustements des indices pour SKJE, modèle E4, nouvelles données, nouveau prior.

**Figure 66.** Ajustements des indices pour SKJW, modèle W4, nouvelles données, nouveau prior.

**Figure 67.** Trajectoire de l'état des stocks pour SKJE, modèle 4, nouvelles données, nouveau prior.

**Figure 68.** Trajectoire de l'état des stocks pour SKJW, modèle 4, nouvelles données, nouveau prior.

**Figure 69.** Estimations d'ASPIC de la mortalité par pêche relative et de la biomasse relative pour le scénario 1 du listao de l'Ouest, non bootstrappé.

**Figure 70.** Arbre de décision expliqué dans le document de Cope et Punt (2009).

**Figure 71.** Proportion des tailles de référence pour la pêcherie de listao de l'Est.

## FIGURAS

**Figura 1.** Estimaciones de parámetros de  $k$  y  $L_\infty$  a partir de los datos de marcado.

**Figura 2.** Estimaciones de la mortalidad natural por talla obtenidas a partir del documento SCRS/2014/073.

**Figura 3.** Propuesta de siete zonas de estratificación para la población de listado del Atlántico. Estas zonas podrían utilizarse para calcular indicadores de las pesquerías.

**Figura 4.** Capturas de listado realizadas por los barcos de cebo vivo y los cerqueros atuneros tropicales europeos y asociados desde 1991 a 2013.

**Figura 5.** Comparación entre las estimaciones anteriores de desembarques de listado y las revisadas recientemente, realizados por los cerqueros y cañeros ghaneses basadas en la revisión documentada en SCRS/2014/088.

**Figura 6.** Desembarques totales estimados acumulativos de faux poisson (1982-2013) realizados por los cerqueros, para los pabellones principales.

**Figura 7.** Proporción de faux poisson por especies desembarcado en Abijan (1982-2013).

**Figura 8.** Captura nominal acumulativa de Tarea I (t) por stock de listado.

**Figura 9.** Distribución geográfica de la capturas de listado (t) (1950 a 2012) para BB [arriba, izquierda] y PS [arriba, derecha], y modo de pesca del PS (DCP/banco libre) en dos períodos (2000-2009 y 2010-2012). Los mapas de la parte superior se han obtenido a partir del Boletín Estadístico 42 (I) publicado en mayo de 2014. El panel inferior lo ha elaborado el Grupo.

**Figura 10.** Conjunto de cuadrículas de  $5^\circ \times 5^\circ$  de CATDIS clasificadas en función de la hipótesis de cinco stocks (resultado del algoritmo de clasificación).

**Figura 11.** Captura acumulada (t) por stock (CATDIS con la hipótesis de cinco stocks).

**Figura 12.** Proporción relativa (%) de cada stock por año.

**Figura 13.** Composición por tallas (clase límite inferior 2 cm FL) de las capturas de 1969 a 2013 de listado del este.

**Figura 14.** Composición por tallas (clase límite inferior 2 cm FL) de las capturas de 1969 a 2013 de listado del oeste.

**Figura 15.** Pesos medios de listado (medidas ponderadas estimadas a partir del conjunto de datos CATDIS) por stock (arriba) y en cada stock, por arte principal, para el listado del este (centro) y para el listado del oeste (abajo). Todas las series entre 1969 y 2013.

**Figura 16.** Movimiento aparente de listado (desplazamiento recto entre las posiciones geográficas de colocación y recuperación de la marca).

**Figura 17.** Capturas de listado del Atlántico este por arte, tal y como fueron utilizadas por el Grupo para la evaluación de 2014.

**Figura 18.** Capturas de listado del Atlántico oeste por arte, tal y como fueron utilizadas por el Grupo para la evaluación de 2014.

**Figura 19.** Tasas de incremento de captura (en azul) y descenso de captura (en rojo) que comparan las capturas de listado anuales con el promedio de capturas de listado (Atlántico este) durante los tres años anteriores.

**Figura 20.** Capturas de listado en el Atlántico norte y suroeste.

**Figura 21.** Capturas anuales estimadas de listado en DCP y en bancos libres en el Atlántico este. La línea de puntos muestra los datos oficiales CATDIS, la línea continua ("DCP") muestra las capturas asumiendo que todas las capturas de listado de Ghana están asociadas con DCP.

**Figura 22.** Porcentaje anual de capturas asociadas con DCP en las pesquerías de cerco francesa y española (todas las especies).

**Figura 23.** Peso medio del listado capturado por la pesquería de cerco de la UE y por la pesquería de cebo vivo de Dakar, total y en diferentes zonas (en el Atlántico este).

**Figura 24.** Talla media del listado por stock.

**Figura 25.** Talla media del listado por zona principal.

**Figura 26.** Promedio de capturas de listado grande SKJ >56 cm / PS UE durante el periodo 2012-2013.

**Figura 27.** Promedio anual de capturas de listado por cerquero (flota UE y asociada).

**Figura 28.** Capacidad de transporte nominal de PS y BB en el Atlántico este y número total de PS.

**Figura 29.** Promedio de captura de listado por lance (flota de cerco UE) en DCP (flota francesa y española + asociada) y en bancos libres (todos los cerqueros).

**Figura 30.** Número total anual de lances positivos en bancos libres y en DCP (flota de cerco de la UE).

**Figura 31.** Composición por especies de las muestras en DCP en la zona septentrional (Norte d 10° N) (izquierda) y zona ecuatorial (derecha) (2000-2010).

**Figura 32.** Captura por talla anual de listado en peso en el Atlántico este. Las líneas muestran potencialmente las edades 1 y 2 y la talla de primera madurez.

**Figura 33.** Captura por talla anual de listado en peso en el Atlántico oeste. Las líneas muestran potencialmente las edades 1 y 2 y la talla de primera madurez.

**Figura 34.** Capturas anuales de las tres categorías de talla de listado en el Atlántico este, pequeña (0-46 cm), mediana (46-60 cm) y grande (más de 60 cm), que se corresponden aproximadamente con las captura de edades 0, 1 y 2+ (basadas en la cifra de CAS de 2014).

**Figura 35.** Número de cuadrículas de 5°x5° explotadas anualmente en todo el Atlántico por todas las flotas (archivo CATDIS) con una captura anual de listado de más de 10 t.

**Figura 36.** Tres "mejores capturas" anuales observadas en las cuadrículas de 5° que muestran las capturas más elevadas de listado.

**Figura 37.** Frecuencia geográfica de la clasificación de las tres mejores capturas anuales de listado observadas en la flota de la UE durante el periodo 1991-2013 (amarillo: mejor captura; rojo: segunda mejor captura; y negro: tercera mejor captura).

**Figura 38.** Precio medio anual de listado y rabil (con corrección para considerar la inflación en Estados Unidos y convertido a dólares de 2013) en el mercado de Bangkok.

**Figura 39.** Localización media de las capturas de listado durante el periodo 1970-2012 (archivo CATDIS).

**Figura 40.** Promedio de capturas de listado por cuadrícula de 1° de la flota de cerco UE durante los dos periodos recientes. Izquierda: 2000-2006 y derecha: 2007-2013.

**Figura 41.** Promedio de capturas de listado realizadas trimestralmente en SST <25°C (izquierda) y >25° (derecha) (Primer trimestre: azul; segundo trimestre: naranja; tercer trimestre: rojo y cuarto trimestre: negro).

**Figura 42.** Capturas anuales de rabil y patudo en la pesquería de cerco

**Figura 43.** Distribución por tallas de las capturas de cerco de listado, rabil y patudo realizadas en bancos libres (FSC), en lances con DCP, y combinadas (ALL) con respecto a la talla de madurez asumida.

**Figura 44.** Índices de abundancia relativa para el stock occidental de listado del Atlántico. Los índices se escalaron inicialmente a su propia media. Para facilitar la visualización de los índices de palangre y el índice de cerco, éstos se han escalado al promedio del índice de larvas del golfo de México (el índice más largo de todos) durante los años en los que cada índice se solapa con el índice de larvas del golfo de México.

**Figura 45.** Índices de abundancia relativa para el stock oriental de listado del Atlántico. Los índices se escalaron inicialmente a su propia media. Para facilitar la visualización de los índices de cerco, éstos se han escalado al promedio del índice de cebo vivo de Azores (el índice más largo de todos) durante los años en los que cada índice de cerco se solapa con el índice de Azores.

**Figura 46.** Selectividad de la flota de cerco con respecto al patudo como función de la edad, tal y como se estimó mediante el VPA BET de la evaluación de 2010.

**Figura 47.** Biomasa de patudo de edad cero y uno, estimada mediante un VPA excluyendo el índice de cerco de la estimación.

**Figura 48.** Estimación de CPUE nominal de patudo para varias flotas de cerco agregadas.

**Figura 49.** Estimaciones de capturabilidad anual de patudo obtenidas comparando estimaciones de biomasa de juveniles de patudo con estimaciones de CPUE de las flotas de cerco.

**Figura 50.** Estimaciones de la ratio relativa de capturabilidad de patudo de los días de pesca en bancos libres y asociados con DCP.

**Figura 51.** Representaciones de límites geográficos de supuestos alternativos de estructura del stock, (A) dos stocks, Este y Oeste, separados por el meridiano 30 Oeste y (B) representación de meta-población de numerosos stocks. Se consideraron las zonas sombreadas para los modelos de evaluación de stock.

**Figura 52.** Resultados de Resiliencia media del modelo solo con capturas para el listado del Atlántico este y oeste (dos filas superiores de los gráficos) frente a los stocks suroccidental y suroriental (dos filas inferiores de los gráficos) en el marco de una estructura de metapoblación.

**Figura 53.** Resultados de Resiliencia alta del modelo solo con capturas para el listado del Atlántico este y oeste (dos filas superiores de los gráficos) frente a los stocks suroccidental y suroriental (dos filas inferiores de los gráficos) en el marco de una estructura de metapoblación.

**Figura 54.** Estimaciones de la tasa intrínseca de crecimiento de la población ( $r$ ) y capacidad de transporte ( $K$ ) en los modelos solo con capturas para el listado del Atlántico este y oeste. Rojo: este; azul: oeste: Los círculos con líneas continuas (alta resistencia), los triángulos con líneas punteadas (resistencia media).

**Figura 55.** Tallas medias previstas y observadas versus tiempo para el modelo de mortalidad basado en la talla media (modelo de Hoeng-Gedamke o modelo THG) ajustado a los datos de talla de la pesquería brasileña de cebo vivo y a los datos de esfuerzo de la totalidad de la pesquería del Atlántico occidental.  $L_c$  se estableció en 50 cm.

**Figura 56.** Tallas medias previstas y observadas versus tiempo para el modelo THG ajustado a los datos de talla de la pesquería de cebo vivo y a los datos de esfuerzo de la totalidad de la pesquería del Atlántico occidental.  $L_c$  se estableció en 55 cm.

**Figura 57.** Comparación de las mortalidades por pesca estimadas a partir del modelo de producción para el listado del oeste (ASPIC; líneas negras y círculos de líneas continuas) y modelo THA que incorpora el esfuerzo pesquero (línea roja con círculos abiertos).

**Figura 58.** Modelos de crecimiento publicados de listado muestreado (con sustitución) en la estimación de Monte Carlo de tasa de crecimiento de la población ( $r$ ) utilizada como distribución previa en el modelo de producción excedente bayesiano.

**Figura 59.** Calendarios de mortalidad natural estimada basados en las estimaciones de talla por edad del muestreo de Monte Carlo de las curvas de crecimiento publicadas.

**Figura 60.** Distribuciones previas para la tasa intrínseca de crecimiento de la población ( $r$ ) de la evaluación de 2008 (A) y de la desarrollada para la evaluación de 2014 (B). La nueva distribución previa se modeló con una distribución lognormal y tiene una media más elevada, así como una densidad mayor en valores más elevados de  $r$ .

**Figura 61.** Distribuciones previas y distribuciones posteriores para el listado del Este utilizando la distribución previa anterior  $N(1,17; 0,25)$  para  $r$  y la distribución previa uniforme ( $\text{Log}(2E5, \text{log}(2E6))$  para  $K$ , para los modelos de listado del este 0, 2 y 3, que utilizaron todos la distribución previa anterior.

**Figura 62.** Distribuciones previas y posteriores para  $r$  y  $K$  a partir del modelo de 2014, con las nuevas distribuciones previas para  $r$  para los ensayos del modelo E1, E4 Y E5.

**Figura 63.** Distribuciones previas y posteriores para  $r$  y  $K$  a partir del modelo de 2014, con las nuevas distribuciones previas para  $r$  para los ensayos del modelo West02 y West2.

**Figura 64.** Distribuciones previas y posteriores para  $r$  y  $K$  a partir del modelo de 2014, con las nuevas distribuciones previas para  $r$  para los ensayos del modelo West 1, 4 y 5.

**Figura 65.** Ajustes a los índices para el modelo E4 de SKJE, nuevos datos, nueva distribución previa.

**Figura 66.** Ajustes a los índices para el modelo W4 de SKJW, nuevos datos, nueva distribución previa.

**Figura 67.** Trayectoria del estado del stock para SKJE, modelo 4 nuevos datos, nuevas distribuciones previas.

**Figura 68.** Trayectoria del estado del stock para SKJW, modelo 4 nuevos datos, nuevas distribuciones previas.

**Figura 69.** Estimaciones de ASPIC de la mortalidad por pesca relativa y de la biomasa relativa para el ensayo 1 del listado del oeste, sin bootstrap.

**Figura 70.** Árbol de decisión explicado en el documento de Cope y Punt (2009).

**Figura 71.** Proporción de tallas de referencia para la pesquería de listado del este.

## APPENDICES

**Appendice 1.** Ordre du jour.

**Appendice 2.** Liste des participants.

**Appendice 3.** Liste des documents.

**Appendice 4.** Estimation du prior sur le taux de croissance intrinsèque des populations ( $r$ ) pour les modèles de production excédentaire de type bayésien.

**Appendice 5.** Standardisation des données des canneurs des îles Canaries 1980-2013.

**Appendice 6.** Standardisation des données des canneurs de Dakar.

**Appendice 7.** Procédure utilisée pour diviser l'effort nominal des senneurs par mode de pêche : DCP et bancs libres.

## APÉNDICES

**Apéndice 1.** Orden del día

**Apéndice 2.** Lista de participantes.

**Apéndice 3.** Lista de documentos.

**Apéndice 4.** Estimación de distribución previa de la tasa de crecimiento intrínseca ( $r$ ) de la población para los modelos de producción excedente bayesianos.

**Apéndice 5.** Estandarización de los datos de cebo vivo de las islas canarias (1980-2013).

**Apéndice 6.** Estandarización de los datos de cebo vivo de Dakar.

**Apéndice 7.** Procedimiento utilizado para desglosar el esfuerzo nominal de cerco por tipo de pesca: DCP y banco libre.

**Table 1.** Estimated T1NC catches ( $t$ ) of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) by area, gear and flag used by the Working Group for the 2014 skipjack tuna assessment.

Estimates from the WG

**Table 2.** SKJ-E catalogue (1980-2013) of Task-I vs. Task-II by stock, major fishery (flag/gear combinations ranked by order of importance) and year (1980 to 2013). [Task-II colour scheme, has a concatenation of characters ("a"= T2CE exists; "b"= T2SZ exists; "c"= CAS exists) that represents the Task-II data availability in the ICCAT-DB].

**Table 3.** SKJ-W catalogue (1980-2013) of Task-I vs Task-II by stock, major fishery (flag/gear combinations ranked by order of importance) and year (1980 to 2013). [Task-II colour scheme, has a concatenation of characters ("a"= T2CE exists; "b"= T2SZ exists; "c"= CAS exists) that represents the Task-II data availability in the ICCAT-DB].

**Table 4.** Differences between CATDIS (reflecting T1NC as of April/2014) and T1NC adopted by the WG (only shows SKJ-E stock from 1980 onwards, once nothing else has changed).

Year	Yield(t)				Ratios (t1/cd)	
	CATDIS (cd)		T1NC (t1)			
SKJ-E	SKJ-W	SKJ-E	SKJ-W	SKJ-E	SKJ-W	
1980	98806	12392	98806	12392	1	1
1981	109573	23092	109573	23092	1	1
1982	124087	32527	123081	32527	0.99189	1
1983	105442	32015	103705	32015	0.98353	1
1984	91780	35596	91569	35596	0.9977	1
1985	78785	40272	78631	40272	0.99804	1
1986	90711	32151	90227	32151	0.99466	1
1987	95052	24164	93017	24164	0.97859	1
1988	121060	23736	119527	23736	0.98734	1
1989	94037	26382	92945	26382	0.98839	1
1990	118361	26110	116373	26110	0.98321	1
1991	186330	33404	183613	33404	0.98542	1
1992	140554	30155	135401	30155	0.96334	1
1993	172462	33221	168542	33221	0.97727	1
1994	155065	29949	154429	29949	0.9959	1
1995	145479	21860	146987	21860	1.01037	1
1996	131160	27563	128484	27562	0.9796	0.99996
1997	114395	31712	113986	31712	0.99643	1
1998	130093	29087	128958	29087	0.99127	1
1999	150887	27356	149717	27356	0.99225	1
2000	125215	29193	123750	29193	0.9883	1
2001	137190	31486	134819	31451	0.98272	0.99889
2002	102216	21600	101397	21600	0.99199	1
2003	128792	24749	129616	24749	1.0064	1
2004	151388	27462	152281	27461	1.0059	0.99999
2005	143367	28517	140362	28517	0.97904	1
2006	112569	26453	127986	26453	1.13695	1
2007	113332	25443	122704	25443	1.0827	1
2008	120053	22022	122777	22022	1.02269	1
2009	123715	27151	145504	25774	1.17612	0.94929
2010	164882	24422	175291	23000	1.06313	0.94178
2011	191724	33434	204066	32383	1.06437	0.96856
2012	215732	33368	225382	32846	1.04473	0.98437

**Table 5.** Overall SKJ catch series of the 5 stock hypothesis, and relative importance (%) within each year.

Year	Yield(t)					TOTAL	%				
	SKJ-NE	SKJ-CE	SKJ-SE	SKJ-SW	SKJ-NW		SKJ-NE	SKJ-CE	SKJ-SE	SKJ-SW	SKJ-NW
1950	704					704	100	0	0	0	0
1951	459					459	100	0	0	0	0
1952	581					1229	1810	32	0	0	68
1953	786					1281	2067	38	0	0	62
1954	720					1370	2090	34	0	0	66
1955	1192					1396	2588	46	0	0	54
1956	1002		150			1503	2655	38	0	6	0
1957	155	2	19			1955	2131	7	0	1	0
1958	400		58	200		1450	2108	19	0	3	9
1959	337		89			1830	2256	15	0	4	0
1960	619	15	537			3263	4434	14	0	12	0
1961	1006	177	1395	300		2995	5872	17	3	24	5
1962	4828	2358	2086	300		1712	11284	43	21	18	3
1963	7993	5756	2320	300		3663	20032	40	29	12	1
1964	7513	4274	1955	407		4651	18800	40	23	10	2
1965	10857	10193	1482	503		1045	24081	45	42	6	2
1966	8858	9318	2865	701		1091	22833	39	41	13	3
1967	9266	9588	2715	1500		1290	24359	38	39	11	6
1968	15729	24510	5492	800		1844	48375	33	51	11	2
1969	10859	14427	2168	400		1457	29311	37	49	7	1
1970	15060	30608	2110	403		2074	50255	30	61	4	1
1971	25737	38039	12671	100		1890	78438	33	48	16	0
1972	33145	36761	5387	107		1954	77354	43	48	7	0
1973	27311	24812	23701	35		2533	78391	35	32	30	0
1974	19317	48047	46502	59		3372	117297	16	41	40	0
1975	23227	26854	2459	5		3482	56027	41	48	4	0
1976	28045	35702	1824	92		3682	69345	40	51	3	0
1977	42523	60610	4088	223		3133	110577	38	55	4	0
1978	30838	66379	4666	650		5581	108115	29	61	4	1
1979	23029	56171	4317	2074		4115	89706	26	63	5	2
1980	24897	69877	4030	6094		6302	111198	22	63	4	5
1981	29922	71941	7725	13915		9162	132666	23	54	6	10
1982	39362	74357	9367	18477		14045	155608	25	48	6	12
1983	13778	88150	2111	16200		15481	135722	10	65	2	12
1984	21548	71618	1126	14102		18771	127165	17	56	1	11
1985	20679	54110	4354	25224		14549	118916	17	46	4	21
1986	29991	59930	310	23294		8855	122380	25	49	0	19
1987	30200	62458	372	16376		7787	117194	26	53	0	14
1988	37442	81725	360	17331		6406	143263	26	57	0	12
1989	24265	68106	571	20883		5502	119328	20	57	0	18
1990	26264	89851	258	20236		5874	142484	18	63	0	14
1991	44672	140428	100	20857		10960	217017	21	65	0	10
1992	26374	110083	64	18683		10350	165555	16	66	0	11
1993	42289	126568	84	17830		14994	201765	21	63	0	9

1994	40227	114131	72	20592	9357	184378	22	62	0	11	5
1995	41065	105825	141	16562	5298	168890	24	63	0	10	3
1996	23377	105014	101	22537	5025	156055	15	67	0	14	3
1997	40340	73280	372	25821	5889	145702	28	50	0	18	4
1998	49152	79673	308	23583	5505	158221	31	50	0	15	3
1999	46037	103367	363	22952	4407	177126	26	58	0	13	2
2000	24223	99493	123	24695	4500	153033	16	65	0	16	3
2001	34889	99741	261	24018	7439	166347	21	60	0	14	4
2002	16305	85009	123	18229	3368	123034	13	69	0	15	3
2003	29094	96694	3956	20423	4330	154497	19	63	3	13	3
2004	37107	115175	168	23071	4382	179904	21	64	0	13	2
2005	32035	108350	97	26414	2110	169006	19	64	0	16	1
2006	34551	93271	187	23328	3121	154458	22	60	0	15	2
2007	27478	94736	578	24228	1233	148251	19	64	0	16	1
2008	22782	98107	1950	20879	1148	144866	16	68	1	14	1
2009	27014	115176	4145	22131	2818	171284	16	67	2	13	2
2010	34122	137944	4220	19404	2641	198331	17	70	2	10	1
2011	28393	164536	11666	29609	2258	236461	12	70	5	13	1
2012	64194	155409	6022	30362	2314	258300	25	60	2	12	1

**Table 6.** SKJ-E substitution rules adopted.

		BB	HL	LL	PS	RR	SU	TP
t1GearG	t1FlagN	EU.SSpain EU.France EU.PPortugal Ghana Senegal	Cape Verde Morocco	Chinese Taipei	Belize Cape Verde EU.SSpain EU.France Ghana Mixed flags (FR+ES) NEI (ETRO)	UK.St. Helena	EU.SSpain EU.PPortugal	
<b>BB</b>	Cape Verde EU.SSpain EU.PPortugal Ghana Namibia South Africa	2 5 4 1			1 4			
<b>GN</b>	Angola Côte D'Ivoire EU.France Morocco Senegal	2 8 5 3					3	
<b>HL</b>	Angola Cape Verde EU.PPortugal Equatorial Guinea Morocco S. Tomé e Príncipe Senegal South Africa	4 2 2 4 3 5	7 2 2		1			
<b>LL</b>	EU.SSpain EU.PPortugal Japan Namibia St. Vincent and Grenadines			1 10 5 3 1				
<b>PS</b>	Angola Belize Cape Verde Côte D'Ivoire Curaçao EU.SSpain EU.France EU.PPortugal Ghana Guatemala Guinea Ecuatorial Guinea (Rep.) Korea (Rep.) Morocco NEI (ETRO)				4 4 8 6 2 1 2 1 2 7 1 2	2 2 1 2 2 1 1 1 1 1 1 2		

	Panama				1		
	Russian Federation			2	1		
	S. Tomé e Príncipe			3	1		
	Sierra Leone			1			
<b>RR</b>	South Africa			1			
	UK.St. Helena	3				1	
<b>SU</b>	EU.Spain						3
	EU.Portugal	5					
<b>TN</b>	EU.France						1
<b>TP</b>	Angola	4					
	EU.France						1
	EU.Portugal	1					
	Morocco						1
<b>TR</b>	Senegal	4					
<b>TW</b>	Angola	4					
	EU.France						3
	EU.Ireland	3					
	Russian Federation	1					
<b>UN</b>	EU.France						1
	EU.Portugal	1					
	Nigeria		3				
	Nigeria		3				

**Table 7.** SKJ-E substitution rules adopted.

		<b>BB</b>	<b>LL</b>	<b>PS</b>	<b>RR</b>	<b>UN</b>
<b>t1GearG</b>	<b>t1FlagN</b>	<b>Brazil</b> <b>Venezuela</b>	<b>Brazil</b> <b>Chinese Taipei</b> <b>Mexico</b>	<b>Venezuela</b>	<b>U.S.A.</b>	<b>Brazil</b>
<b>BB</b>	Brazil Cuba Venezuela	16 1 1				
<b>GN</b>	Brazil U.S.A. Venezuela	2 5			2	
<b>HL</b>	Barbados Brazil Dominica U.S.A.	6 5		2		7
<b>LL</b>	Belize Brazil Chinese Taipei EU.Spain EU.France EU.Portugal Grenada Japan Mexico St. Vincent and Grenadines U.S.A.		1 8 2 3 1 1 1 2 1 2 1 2 1 2 4 3 1			
<b>PS</b>	Argentina Brazil Venezuela	2		9 1		3
<b>RR</b>	U.S.A. UK.Bermuda				1 1	
<b>TR</b>	Dominica St. Vincent and Grenadines Sta. Lucia			5 6 7		
<b>TW</b>	EU.Netherlands U.S.A.			3	1	
<b>UN</b>	Brazil U.S.A.	7			5	5

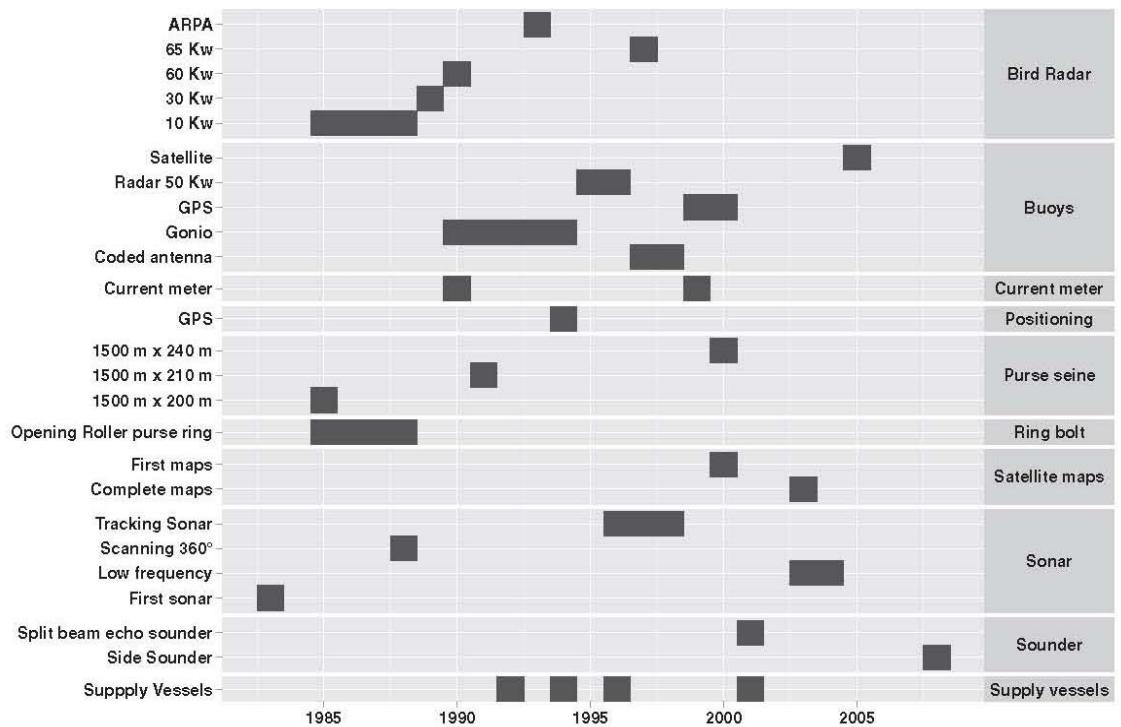
**Table 8.** SKJ-E overall CAS matrix (number of fish) by year and 2 cm fork length (FL) size classes.

**Table 9.** SKJ-W overall CAS matrix (number of fish) by year and 2 cm fork length (FL) size classes.

**Table 10.** Skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) conventional tagging summary (ICCAT-DB).

Year	Releases	Recoveries	Days at large						recapture ratio (%)
			90	180	270	360	1yr+	UNK	
1961	24								0.0
1962	26								0.0
1963	8								0.0
1964	586	1	1						0.2
1965	393								0.0
1966	781								0.0
1967	41								0.0
1968	22								0.0
1969	53								0.0
1970	111								0.0
1971	40								0.0
1972	36								0.0
1973	53								0.0
1974	17								0.0
1975	62								0.0
1976	28								0.0
1977	60								0.0
1978	119	2	1	1					1.7
1979	113	12	12						10.6
1980	6454	438	201	105	68	17	33	14	6.8
1981	7975	1121	689	175	81	51	61	64	14.1
1982	2173	1929	1853	42	4	1	4	25	88.8
1983	120	28	28						23.3
1984	242	94	73	5	4		2	10	38.8
1985	242	29	26	3					12.0
1986	225	44	39				1	4	19.6
1987	15	3	1					2	20.0
1988	43	1	1						2.3
1989	155	21	18	3					13.5
1990	2231	229	183	42	1			3	10.3
1991	821	68	67	1					8.3
1992	1352	158	130	25		1	1	1	11.7
1993	8								0.0
1994	959	140	131	9					14.6
1995	76	9	7	2					11.8
1996	546	71	63	1	1	2	1	3	13.0
1997	3094	676	582	54	23	10	6	1	21.8
1998	418	5	3	1	1				1.2
1999	3041	558	476	44	8	21	5	4	18.3
2000	1495	68	62	1	3			2	4.5
2001	3648	137	119	2	8		2	6	3.8
2002	4556	891	852	21	2	1	1	14	19.6
2003	3								0.0
2004	24								0.0
2005	4								0.0
2006	21								0.0
2007	3								0.0
2009	1								0.0
2011	2								0.0
TOTAL	42520	6733	5618	537	204	104	117	153	15.8

**Table 11.** Year (or time period), as indicated by rectangles, in which a new technology was introduced to the French tropical tuna purse seine fleet operating in the Eastern Atlantic Ocean (figure taken from Torres-Irineo 2014, Fisheries Research).



**Table 12.** Summary of evaluation criteria for relative abundance indices for Atlantic skipjack. Empty rows correspond to criteria that were not evaluated during the meeting.

SUFFICIENCY SCORE (1 is poor, 3 is best)			WEST					EAST				
1	2	3	Brazil BB	Larvae GOM	US LL	PS Ven	RR US	Azores BB	Canary BB	Dakar BB	PS Dakar	EU PS FAD
No Diagnostics or many assumptions clearly violated	Diagnostics presented but not all assumptions met	Full Diagnostics and assumptions probably fully met	2	2	2	1	1		2	2	2	1
Not appropriate or not sufficiently described	Described but some exclusions not properly justified	Fully Appropriately described and justified	3	3	3	1	1		2	2	2	1
Localized fishery/scientific survey, and data represents a small area within it	Localized fishery but data represents all area or large fishery but data represents	Fishery and data represents the major geographic range of population	2	2	2	2	2		2	2	2	3
Index associated with less than 5% of the catch	Index associated with between 5% and 20% of the catch	Index associated with more than 20% of the catch	3	n/a	1	2	1		1	1	1	2
Less than 25% of the time of exploitation (<16 years)	extends between 25% and 50% of the time of exploitation (>16 years<32 years)	Extends for more than 50% of the history of exploitation (>32 years)	2	2	2	2	2		3	3	3	2
More than 3 other indices available for the same period of time	1 to 3 other indices available for the same period	It is the only available index for the same period of time	2	2	2	2	2		3	2	2	1
Only spatial and time factors included	Some gear/vessel/technology or environmental factors included	Majority of gear/vessel/technology factors included or standard scientific survey	1	3	2	2	2		1	1	1	1
Many conflicts for more than one period or for a period of more than 5 years	Conflict for a short period (5 years)	No conflicts										
More than 50% of annual estimates are outside plausible bounds	Between 50% and 10% of annual indices outside plausible bounds	Less than 10% of the annual indices outside plausible bounds										
Severe trend for a period of more than 4 years	Severe trend for a short time period (4 or less years)	No severe change										
Unbalanced data respect to standardization factors: numerous data points for each factor combination	Some lack of balance in data respect to standardization factors: numerous data points for each factor combination	Well balanced data respect to standardization factors: numerous data points for each factor combination	2	3	2	1	1		3	2	2	2
Very Discontinuous more than two breaks in the time series	one or two breaks in the time series	Complete	2	3	3	3	3		3	3	3	3
Discards not considered and discarding practices probably have changed through the time period of the index	Discards not considered but discarding practices to have remained constant during the time period covered	Dead/live accounted for through observers or no discards exist during the time period of the index	2	3	3	1	1		2	2	2	2

**Table 13.** Relative abundance indices for the western stock of Atlantic skipjack. The US RR index was not used in assessment models.

	Brazil BB		Larvae GOM		US LL observer		US RR		PSVEN	
	index	stderr	index	stderr	index	cv	index	stderr	index	stderr
1981	5.86	0.22								
1982	3.83	0.3	1.8411	0.16487			4.083			
1983	3.92	0.34	1.1136	0.34764			1.581			
1984	3.6	0.33	0.57396	0.25074			1.167			
1985	4.84	0.25	0.05717	0.98558			1.409		1.516	
1986	5.58	0.25	0.77933	0.41454			0.848		0.652	
1987	4.76	0.3	0.12787	0.54462			1.046		1.018	
1988	6.51	0.26	0.21603	0.38002			0.849		0.957	
1989	4.19	0.3	1.0417	0.24823			1.142		0.947	
1990	8.19	0.26	0.79157	0.16841			1.033		1.09	
1991	4.95	0.26	0.96676	0.29713			1.237		0.434	
1992	6.55	0.21	0.8489	0.33025	1.02	0.65	0.872		1.64	
1993	8.91	0.26	1.03734	0.16309	0.26	0.7	0.952		0.795	
1994	5.48	0.22	0.75816	0.24834	0.71	0.56	0.643		0.439	
1995	6.74	0.27	0.56168	0.17172	0.17	0.64	0.501		0.528	
1996	6.66	0.19	0.67826	0.3394	0.92	0.53	1.144		0.71	
1997	7.9	0.19	0.48791	0.22748	0.34	0.63	1.999		1.38	
1998	5.42	0.23	0.76988	0.21424	1.81	0.49	1.487		2.209	
1999	5.07	0.26	0.52613	0.25849	0.51	0.49	0.514		0.525	
2000			0.81582	0.25475	0.56	0.51	0.559		1.602	
2001	6.13	0.21	1.2881	0.25561	0.7	0.51	1.298		1.289	
2002	5.19	0.24	0.96083	0.21844	0.1	1.4	0.602		1.623	
2003	8.27	0.31	2.0847	0.33259	0.61	0.67	0.492		0.827	
2004	6.26	0.23	1.27139	0.31251	1.36	0.44	0.514		0.455	
2005	9.47	0.15	0.7926	0.27111	1.27	0.45	0.046		0.366	
2006	8.25	0.18	0.99734	0.214	2.02	0.43				
2007	18.4	0.29	1.05993	0.25055	1.12	0.42				
2008	7.69	0.18	0.79805	0.19074	0.61	0.44				
2009	8.41	0.17	1.18067	0.21429	1.59	0.35				
2010	7.6	0.21	2.6972	0.29351	0.72	0.47				
2011	4.26	0.28	2.79055	0.15925	3.74	0.34				
2012			1.08547	0.21903	0.93	0.41				
2013					0.95	0.38				

**Table 14.** Relative abundance indices for the eastern stock of Atlantic skipjack.

.	Azores BB		Canary BB		Dakar BB		PS EU Dak Free		PS Free+FAD	
	index	stderr	index	stderr	index	stderr	index	stderr	index	stderr
1960										
1961										
1962										
1963	99.86	131.47								
1964	727.67	451.82								
1965	237.79	183.24								
1966	1062.61	408.85								
1967	159.18	135.59								
1968	409.33	363.30								
1969	37.50	44.90			0.11	0.26				
1970	5.29	6.98			0.11	0.45				
1971	866.63	581.44			0.12	0.45				
1972	344.69	306.28			0.11	0.45				
1973	67.49	68.99			0.11	0.45				
1974	26.12	29.00			0.12	0.45				
1975	7.71	10.17			0.11	0.45				
1976	217.32	217.11			0.11	0.45				
1977	1192.55	439.44			0.11	0.45				
1978	982.99	508.40			0.13	0.47				
1979	542.31	352.71			0.13	0.47				
1980	529.34	241.36	220.11	281.44	0.10	0.45	0.15			
1981	798.44	326.50	281.04	448.52	0.14	0.45	0.61			
1982	1146.41	422.22	331.19	528.98	0.14	0.45	0.61			
1983	285.61	197.25	155.43	267.45	0.13	0.45	0.10			
1984	1095.52	507.27	206.82	346.87	0.15	0.47	0.36			
1985	164.18	134.24	422.00	693.86	0.11	0.45	0.26			
1986	533.24	336.12	198.98	335.86	0.13	0.45	0.70			
1987	874.12	466.61	215.26	368.15	0.15	0.45	0.40			
1988	1984.60	623.77	263.00	444.10	0.15	0.45	0.70			
1989	1364.39	558.88	340.29	546.81	0.16	0.47	0.54			
1990	50.26	44.10	357.46	585.04	0.16	0.45	0.77			
1991	1345.59	587.19	273.56	449.05	0.14	0.42	1.06		624.67	37.37
1992	639.63	443.15	260.89	438.85	0.14	0.43	0.69		531.77	34.62
1993	562.45	338.61	162.30	285.37	0.17	0.42	0.79		581.11	37.67
1994	1018.91	500.33	268.19	439.44	0.15	0.42	0.61		591.90	37.02
1995	206.51	147.69	239.04	386.17	0.14	0.42	0.62		533.81	34.73
1996	598.01	362.92	235.43	405.88	0.15	0.42	0.29		519.91	34.28
1997	313.99	238.55	239.96	423.53	0.14	0.41	0.77		446.64	32.70
1998	433.57	246.95	514.23	860.93	0.17	0.41	0.88		457.10	33.21
1999	774.81	281.01	161.14	278.54	0.17	0.41	1.31		526.82	35.25
2000	620.47	264.09	161.68	287.97	0.14	0.41	0.86		504.07	33.81
2001	753.83	275.23	147.17	262.04	0.16	0.41	0.56		504.34	35.70

2002	963.86	445.77	51.94	93.56	0.16	0.41	0.27		556.12	36.51
2003	1531.29	496.28	170.96	306.12	0.16	0.41	0.74		676.48	40.55
2004	1102.65	372.04	172.09	306.53	0.15	0.41	0.83		661.47	40.08
2005	937.08	346.09	196.24	350.28	0.17	0.42	0.47		705.35	41.93
2006	1525.87	584.75	204.80	358.28	0.16	0.42	0.40		592.16	39.81
2007	1961.57	631.34	129.55	229.13	0.17	0.42			489.42	37.18
2008	2056.36	622.77	216.96	374.27	0.15	0.42			509.59	37.65
2009	171.75	130.87	172.36	308.28	0.17	0.42			566.50	36.73
2010	2666.70	856.30	176.86	313.22	0.17	0.41			694.02	39.20
2011	1163.47	454.52	153.57	279.44	0.19	0.42			644.34	38.82
2012	180.19	133.38	316.82	525.58	0.20	0.42			584.83	37.05
2013	398.48	307.27	183.78	323.96						

**Table 15.** Statistical weights for CPUE indices used in the production models of a) western skipjack and b) eastern skipjack. Weights represent the relative area covered by each fishery and the relative catch reported by each fleet.

a) Western skipjack

	By area					By catch			
	Larvae	US LL	US RR	PSVEN		Larvae	US LL	US RR	PSVEN
	Brazil	BB	GOM	observer		Brazil	BB	GOM	observer
<b>1980</b>				0.034					0.153
<b>1981</b>	0.030			0.028	0.603			7.79E-03	0.082
<b>1982</b>	0.035			0.027	0.558		0.00015	6.76E-04	0.293
<b>1983</b>	0.031			0.042	0.489			3.37E-03	0.313
<b>1984</b>	0.059			0.076	0.368			1.01E-03	0.396
<b>1985</b>	0.046			0.110	0.622	4.5E-06		6.98E-04	0.221
<b>1986</b>	0.027		0.060	0.016	0.701	2.5E-06	3.1E-05	4.23E-03	0.132
<b>1987</b>	0.036	0.140	0.057	0.014	0.668	4.1E-05	1.3E-05	3.89E-03	0.179
<b>1988</b>	0.032	0.191	0.058	0.013	0.726		4.2E-05	1.90E-03	0.097
<b>1989</b>	0.039	0.191	0.058	0.012	0.779	1.9E-04	2.1E-05	7.20E-04	0.092
<b>1990</b>	0.031	0.168	0.054	0.015	0.767	3.8E-05	1.6E-05	2.53E-03	0.115
<b>1991</b>	0.024	0.101	0.042	0.008	0.611	3.3E-06	3.4E-05	2.57E-03	0.185
<b>1992</b>	0.037	0.116	0.044	0.014	0.606	3.3E-05	9.9E-07	1.62E-03	0.229
<b>1993</b>	0.027	0.024	0.104	0.039	0.528		4.1E-05	2.44E-03	0.302
<b>1994</b>	0.016	0.023	0.092	0.038	0.680	3.3E-05	1.9E-05	2.20E-03	0.190
<b>1995</b>	0.018	0.021	0.100	0.035	0.756	3.1E-05		9.61E-04	0.094
<b>1996</b>	0.015	0.022	0.095	0.037	0.817	7.6E-06	3.6E-06	2.98E-03	0.121
<b>1997</b>	0.010	0.023	0.109	0.038	0.806	3.2E-05	6.4E-05	2.02E-03	0.114
<b>1998</b>	0.014	0.021	0.101	0.036	0.810	3.4E-05	3.4E-05	2.96E-03	0.124
<b>1999</b>	0.004	0.020	0.063	0.034	0.839	1.4E-05	4.9E-05	3.62E-03	0.099
<b>2000</b>	0.011	0.019	0.056	0.031	0.846	7.9E-06	5.5E-05	1.02E-03	0.089
<b>2001</b>	0.011	0.019	0.062	0.032	0.764	4.8E-06	0.00013	1.56E-03	0.165
<b>2002</b>	0.015	0.020	0.056	0.033	0.842	9.3E-07	0.00014	3.23E-03	0.093
<b>2003</b>	0.035	0.023	0.049	0.039	0.825	2.4E-06	5.2E-05	2.46E-03	0.093
<b>2004</b>	0.037	0.020	0.045	0.033	0.839	1.1E-05	1.6E-05	2.70E-03	0.101
<b>2005</b>	0.131	0.016	0.098	0.027	0.886	1.2E-05	9.6E-06	5.30E-04	0.030
<b>2006</b>	0.029	0.023	0.057	0.039	0.870		9.4E-06	1.84E-03	0.068
<b>2007</b>	0.037	0.027	0.065	0.045	0.894		9.4E-07	2.03E-03	0.032
<b>2008</b>	0.028	0.026	0.059	0.043	0.933	2.0E-06	6.5E-05	2.21E-03	0.031
<b>2009</b>	0.028	0.026	0.059	0.043	0.866	1.9E-06	1.6E-05	3.96E-03	0.070
<b>2010</b>	0.028	0.026	0.059	0.043	0.859		6.2E-05	1.96E-03	0.084
<b>2011</b>					0.905	6.5E-06	1.3E-05	2.38E-03	0.040
<b>2012</b>					0.931		1.3E-05	3.15E-03	0.048
<b>2013</b>					0.894			2.78E-03	0.059

b) Eastern skipjack

	By area				By area			
	Azores BB	Canary BB	Dakar BB	PS EU FAD	Azores BB	Canary BB	Dakar BB	PS EU FAD
<b>1960</b>					0.529			
<b>1961</b>					0.320			
<b>1962</b>					0.245			
<b>1963</b>					0.213			0.023
<b>1964</b>					0.229			0.065
<b>1965</b>					0.096			0.067
<b>1966</b>					0.112			0.223
<b>1967</b>					0.118			0.216
<b>1968</b>					0.025			0.302
<b>1969</b>		0.009			0.063			0.320
<b>1970</b>		0.084			0.020			0.293
<b>1971</b>		0.077			0.055			0.326
<b>1972</b>		0.084			0.050			0.445
<b>1973</b>		0.100			0.029			0.341
<b>1974</b>		0.082			0.017			0.468
<b>1975</b>		0.049			0.011			0.522
<b>1976</b>		0.039			0.032			0.465
<b>1977</b>		0.042			0.041			0.467
<b>1978</b>		0.030			0.043			0.467
<b>1979</b>		0.050			0.036			0.394
<b>1980</b>	0.017	0.047	5		0.017	0.022		0.474
<b>1981</b>	0.014	0.007	4.7		0.025	0.035		0.508
<b>1982</b>	0.014	0.007	5.8		0.039	0.027		0.499
<b>1983</b>	0.015	0.038	4		0.010	0.012		0.527
<b>1984</b>	0.014	0.036	3.7		0.042	0.022		0.588
<b>1985</b>	0.012	0.017	3.2		0.030	0.072		0.506
<b>1986</b>	0.012	0.025	3.2		0.060	0.028		0.561
<b>1987</b>	0.011	0.017	3		0.090	0.036		0.482
<b>1988</b>	0.012	0.029	3.6		0.119	0.026	0.003	0.484
<b>1989</b>	0.012	0.023	3.7		0.083	0.056	0.007	0.436
<b>1990</b>	0.011	0.027	4.7		0.034	0.037	0.003	0.488
<b>1991</b>	0.008	0.013	9.7		0.043	0.031	0.001	0.576
<b>1992</b>	0.009	0.016	8.3		0.055	0.053	0.000	0.491
<b>1993</b>	0.008	0.010	13.5		0.033	0.017	0.002	0.546
<b>1994</b>	0.008	0.011	6.6		0.049	0.031	0.003	0.489
<b>1995</b>	0.007	0.013	8.8		0.034	0.035	0.004	0.465
<b>1996</b>	0.007	0.014	8		0.064	0.035	0.004	0.427
<b>1997</b>	0.008	0.012	8.5		0.039	0.052	0.010	0.393
<b>1998</b>	0.007	0.008	11.3		0.035	0.042	0.024	0.323
<b>1999</b>	0.007	0.010	9.3		0.012	0.028	0.010	0.380
<b>2000</b>	0.006	0.011	8.8		0.010	0.009	0.021	0.405
<b>2001</b>	0.006	0.010	8		0.016	0.011	0.012	0.310

<b>2002</b>	0.007	0.011	11	0.029	0.004	0.034	0.354
<b>2003</b>	0.008	0.015	8.5	0.033	0.011	0.044	0.430
<b>2004</b>	0.007	0.012	9.3	0.056	0.014	0.034	0.339
<b>2005</b>	0.005	0.010	11	0.033	0.021	0.052	0.230
<b>2006</b>	0.008	0.011	7	0.086	0.023	0.036	0.162
<b>2007</b>	0.009	0.016		0.070	0.008	0.044	0.173
<b>2008</b>	0.009	0.024		0.047	0.029	0.039	0.260
<b>2009</b>	0.009	0.024		0.006	0.011	0.048	0.260
<b>2010</b>	0.009	0.024		0.073	0.008	0.039	0.278
<b>2011</b>				0.020	0.006	0.051	0.296
<b>2012</b>				0.012	0.032	0.054	0.273
<b>2013</b>				0.016	0.014	0.031	0.331

**Table 16.** Estimates of percent annual increases in catchability for BET caught by purse seine fleets calculated from different CPUE data and for different periods.

CPUE Series	Years	% annual increase
EU PS Spain (Free+FAD)	1979-1990	2.4
EU PS Spain (Free+FAD)	1991-2008	8.2
EU PS Spain (Free+FAD)	1991-2005	8.3
EU PS Spain+France (Free+FAD)	1991-2008	9.0
EU PS Spain+France (FAD)	1991-2008	6.4
EU PS Spain+France (Free)	1991-2008	32.6
EU PS Spain+France (Free+FAD)	1991-2005	6.1
EU PS Spain+France (FAD)	1991-2005	5.8
EU PS Spain+France (Free)	1991-2005	7.4

**Table 17.** Bayesian surplus production models and inputs.

#### West models

W01	Cont. data 1952-2006	N(1.17,.1)	U(log(5E4),log(2.5E5))	2008 'best' BSP model
W02	Cont. data 1952-2006	N(1.17,.25)	U(log(5E4),log(2.5E5))	2008 BSP model with wider prior
W1	Cont.data 1952-2006	New LN	U(log(5E4),log(2.5E5))	Continuity run with new prior
W2	1952-2006	N(1.17,.25)	U(log(5E4),log(2.5E5))	New data to 2006, old prior
W3	1952-2012	New LN	U(log(5E4),log(2.5E5))	New data, new prior
W5	1952-2012, inc K bound	New LN	U(log(5E4),log(5E5))	Inc bound on K
W6	test influence of priors	No priors	No priors	test influence of priors

#### East models

E0	Continuity data 1950-2006	N(1.17,.25)	U(log(2E5),log(1E6))	2008 'best' BSP model
E1	Continuity data 1950-2006	New LN	U(log(2E5),log(1E6))	Continuity run with new prior
E2	New data 1950-2006	N(1.17,.25)	U(log(2E5),log(1E6))	New data to 2006, old prior
E3	New data 1950-2012	N(1.17,.25)	U(log(2E5),log(1E6))	New data, old prior
E4	New data 1950-2012	New LN	U(log(2E5),log(1E6))	New data, new prior
E5	New data 1950-2012	New LN	U(log(2E5),log(2E6))	New data, new pr, inc. K bnd
E6	1950-2012	No priors	No priors	test influence of priors

**Table 18.** SKJ-E BSP starting parameter and technical inputs for each run.

paramSKJ_INIT.out				techinputs.txt			
Runs				Fmin	1E-08		
EAST	1	2	3, 4, 5, 6	stepsize	0.000001		
	0	0	0	eps	1E-07		
K	700000	700000	700000	maxlikefunc	10000		
n	1	1	1				
r	1.3	1.3	1.4				
WEST	1	2	3				
	0	0	0				
K	100000	100000	100000				
n	1	1	1				
r	1.5	1.2	1.5				

**Table 19.** ASPIC input parameters and run descriptions for western stock of skipjack.

*Initial estimates common to all runs*

				q (catchability)				
	K (1000MT)	B1/K	MSY (1000MT)	GOM Larval	Ven PS	Bra BB	USLL early	USLL late
Initial estimate	100	1	35	1.0E+05	1.0E+04	1.0E+04	1.0E+04	1.0E+04
Lower limit	50		5					
Upper limit	200		75					

*Sensitivity runs to test effects of initial estimates of K and MSY*

	Run name								
Initial estimates	Run1	K55	K70	K150	K190	M20	M30	M40	M50
K (1000MT)	100	55	70	150	190	100	100	100	100
MSY (1000MT)	35	35	35	35	35	20	30	40	50

*Sensitivity runs to test effects of removal of each index*

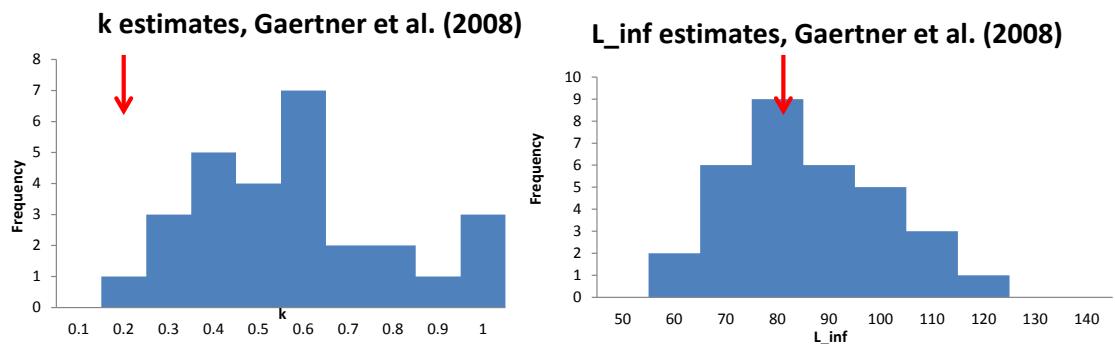
	Run name			
	noLV	noBB	noPS	noLL
Index eliminated	GOM Larval	Bra Baitboat	Ven Purse seine	US Longline

**Table 20.** BSP model results for east and west stocks. Note that actual model convergence does not necessarily imply that the model should be used for advice due to the boundary conditions observed on the estimation of k. Values are posterior distribution mean and CV values.

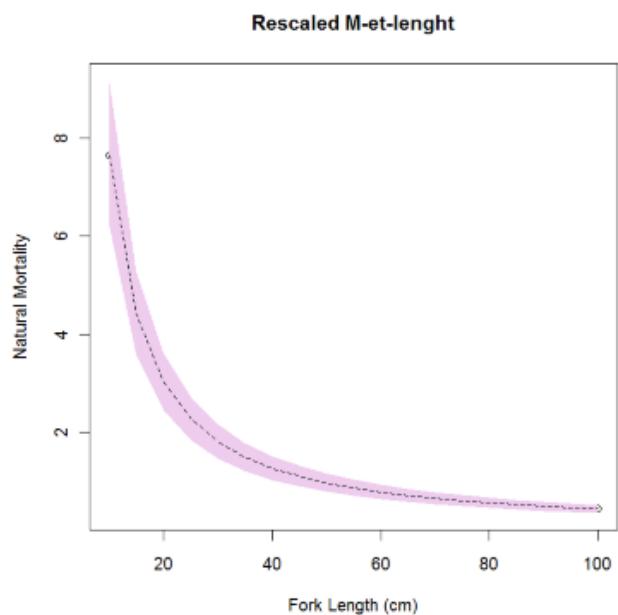
Run	Purpose	k	k cv	r	r cv	MSY	MSY cv	B/ Bmsy	f/ fmsy	CV(wts ) / CV(lp)	con verge?	hess- ian invert
West models												
W01	2008 'best' model (narrow pr)	187,430	0.23	1.18	0.12	54,917	0.25	1.67	0.33	0.88	Y	Y
W02	2008 with old prior	188,244	0.23	1.19	0.28	55,013	0.34	1.63	0.37	0.74	Y	Y
W1	Continuity, new prior	180,298	0.35	1.15	0.34	49,722	0.35	1.57	0.44	1.37	Y	Y
W2	New data to 06, old prior	187,670	0.22	1.15	0.23	53,541	0.31	1.65	0.34	1.02	Y	Y
W3	New data, old prior	179,706	0.26	1.16	0.23	51,109	0.32	1.56	0.48	0.74	Y	Y
W4	New data, new prior	168,934	0.32	1.41	0.468	55,638	0.51	1.55	0.49	0.75	Y	Y
W5	Inc K bound	283,307	0.403	1.31	0.476	89,547	0.63	1.698	0.33	0.73	Y	Y
W6	test influence of priors	146,511	0.38	1.67	0.41	58,580	0.56	1.55	0.49	6.89	no	no
East models												
E0	2008 'best' model	768,318	0.20	1.37	0.18	260,633	0.24	1.71	0.28	1.22	Y	Y
E1	Continuity, new prior	768,431	0.20	1.41	0.20	267,968	0.26	1.71	0.27	0.86	Y	Y
E2	New data to 2006, old prior	834,186	0.15	1.42	0.17	295,292	0.21	1.72	0.27	1.22	Y	Y
E3	New data, old prior	877,455	0.11	1.41	0.14	307,876	0.16	1.55	0.49	0.78	Y	Y
E4	New data, new prior	978,504	0.01	1.79	0.07	437,660	0.07	1.71	0.30	1060	no	Y
E5	New data, new pr, inc. K bnd	1,372,633	0.29	2.11	0.27	712,321	0.39	1.79	0.22	0.86	Y	Y
E6	test influence of priors	977,639	0.01	2.86	0.042	698,658	0.04	1.825	0.18	2709	no	N

**Table 21.** ASPIC model results for western stock, sensitivity runs compared to Run 1. Estimates are non-bootstrapped. Iterations represent the number of restarts to reach convergence.

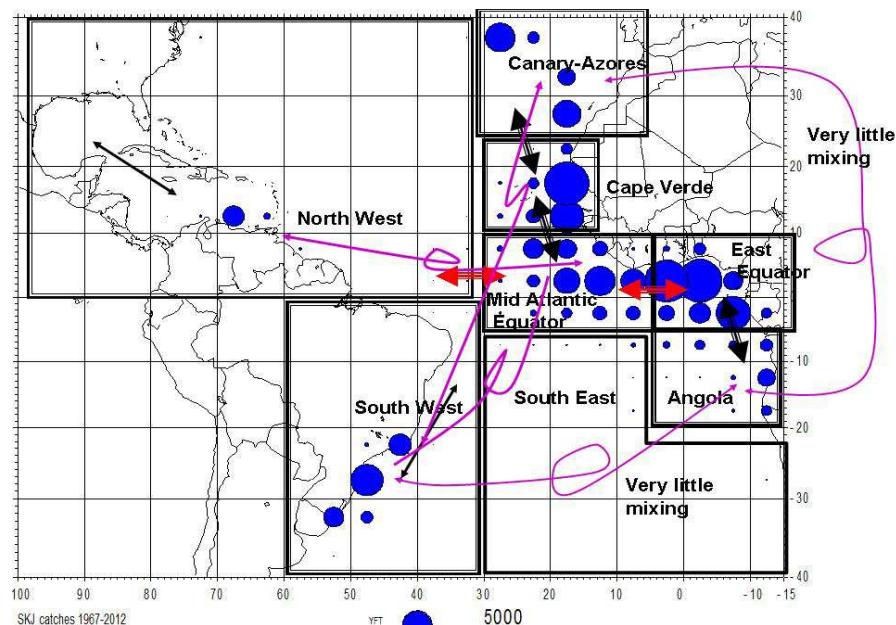
Run	K	MSY	Fmsy	B <sub>2014</sub> / Bmsy	F <sub>2013</sub> / Fmsy	Catchability q					iter. (restarts)
						Larval GOM	BB Brazil	PS Venez	US LL early	US LL late	
Run 1	61,270	31,370	1.02	1.28	0.69	0.00002	0.00016	0.00002	0.00001	0.00003	85
K55	60,480	31,430	1.04	1.28	0.69	0.00002	0.00017	0.00002	0.00001	0.00003	64
K70	61,320	31,360	1.02	1.28	0.69	0.00002	0.00016	0.00002	0.00001	0.00003	47
K150	61,610	31,340	1.02	1.28	0.69	0.00002	0.00016	0.00001	0.00001	0.00003	146
K190	59,300	31,540	1.06	1.28	0.69	0.00002	0.00017	0.00001	0.00001	0.00003	200
M20	61,680	31,330	1.02	1.28	0.69	0.00002	0.00016	0.00001	0.00001	0.00003	97
M30	60,710	31,420	1.03	1.28	0.69	0.00002	0.00016	0.00001	0.00001	0.00003	108
M40	59,880	31,490	1.05	1.28	0.69	0.00002	0.00017	0.00001	0.00001	0.00003	22
M50	60,060	31,470	1.05	1.28	0.69	0.00002	0.00017	0.00001	0.00001	0.00003	35
No LV	92,330	41,290	0.89	1.55	0.43		0.00008	0.00001	0.00001	0.00002	28
No BB	70,500	30,200	0.86	1.22	0.75	0.00002		0.00002	0.00001	0.00003	35
No LL	52,600	32,100	1.22	1.31	0.66	0.00002	0.00019	0.00003			18
No PS	50,000	32,229	1.29	1.32	0.66	0.00003	0.00020		0.00001	0.00003	9



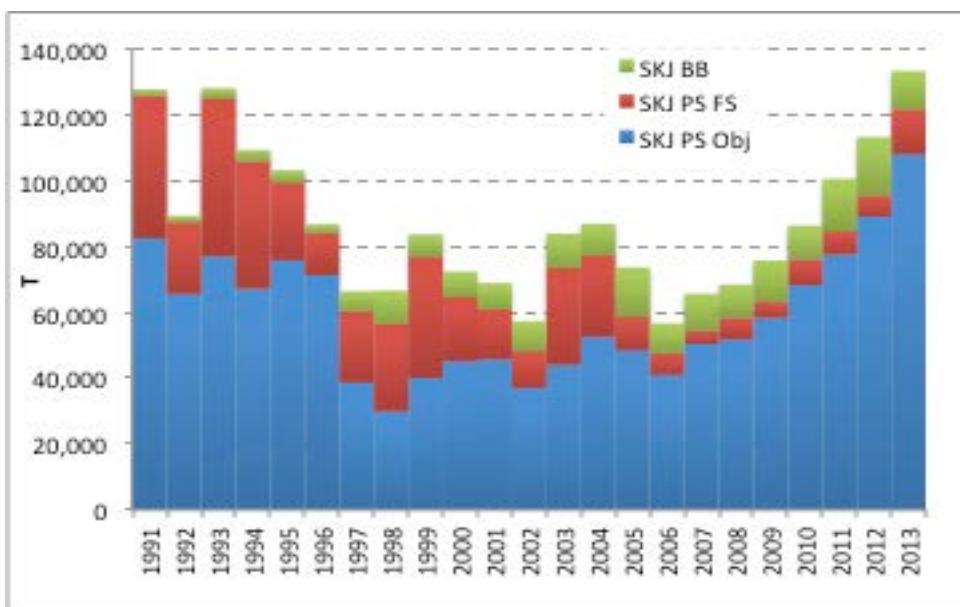
**Figure 1.** Estimates of k and L<sub>∞</sub> parameters from tagging data.



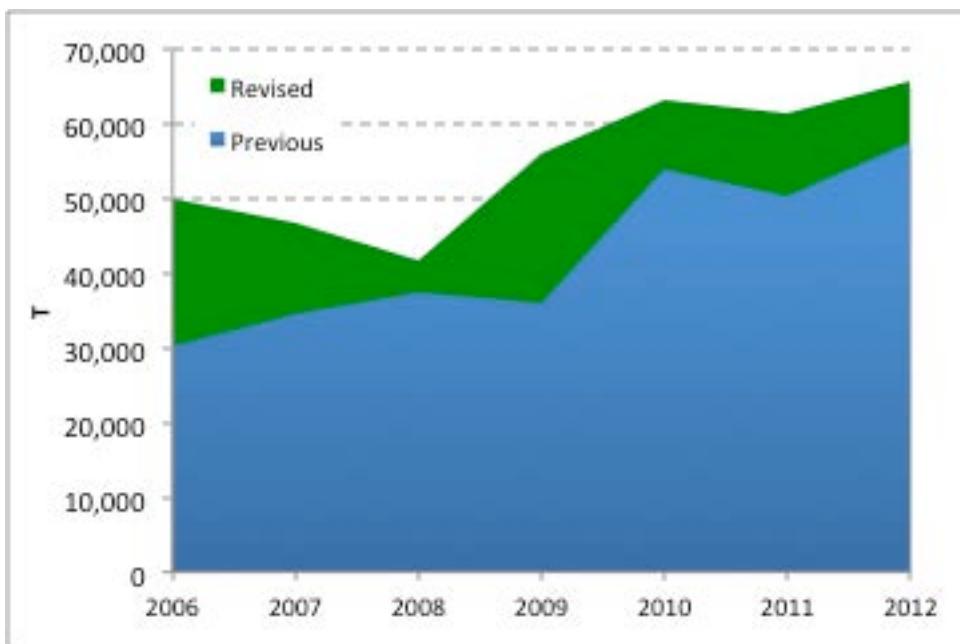
**Figure 2.** Estimates of natural mortality by length from document SCRS/2014/073.



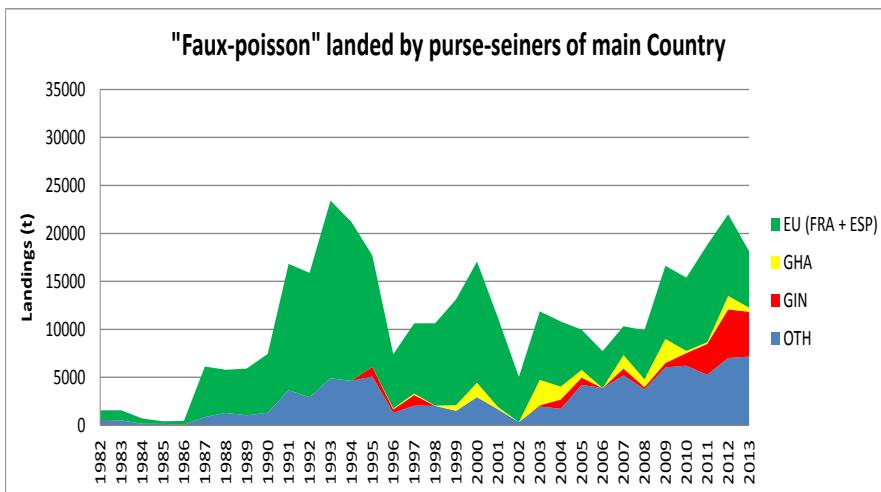
**Figure 3.** Proposal of seven areas stratification of the Atlantic skipjack population. These areas could be used to calculate fishery indicators.



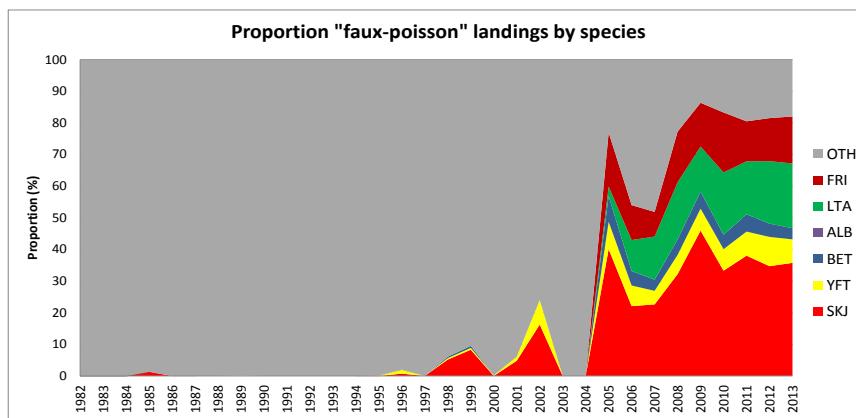
**Figure 4.** Skipjack catches made by European and associated tropical tuna purse seine and baitboats from 1991 through 2013.



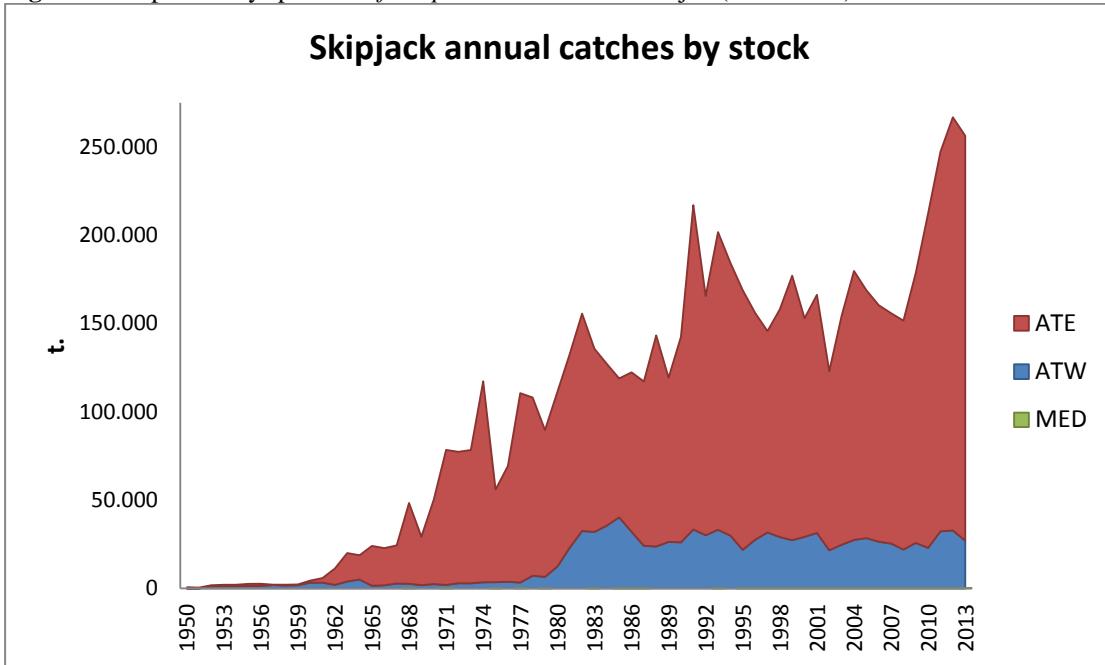
**Figure 5.** Comparison of the newly revised and previous estimates of skipjack landings made by Ghanaian purse seine and baitboat vessels based on the revision documented in SCRS/2014/088.



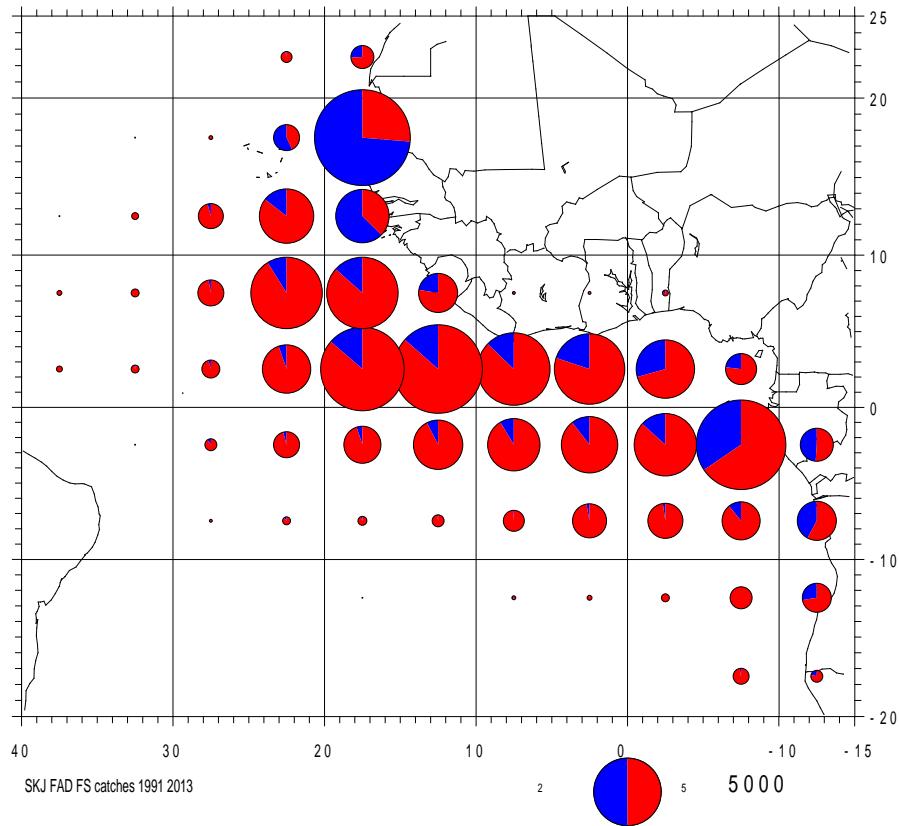
**Figure 6.** Cumulative estimated total landings of *faux poisson* (1982-2013) by purse seiners of the main flags.



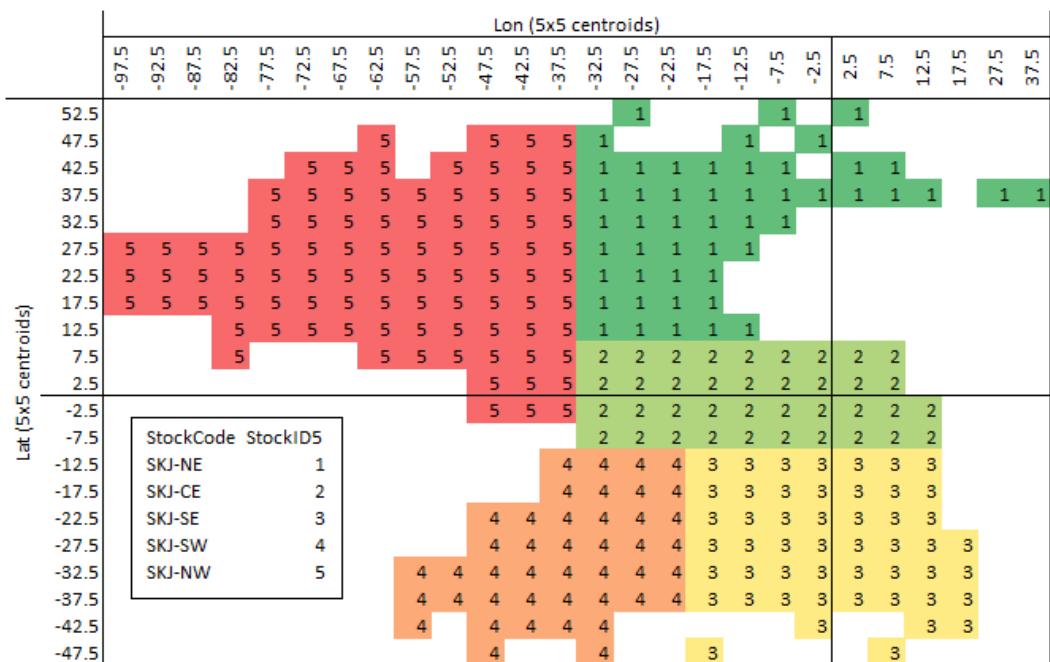
**Figure 7.** Proportion by species of *faux poisson* landed in Abidjan (1982-2013).



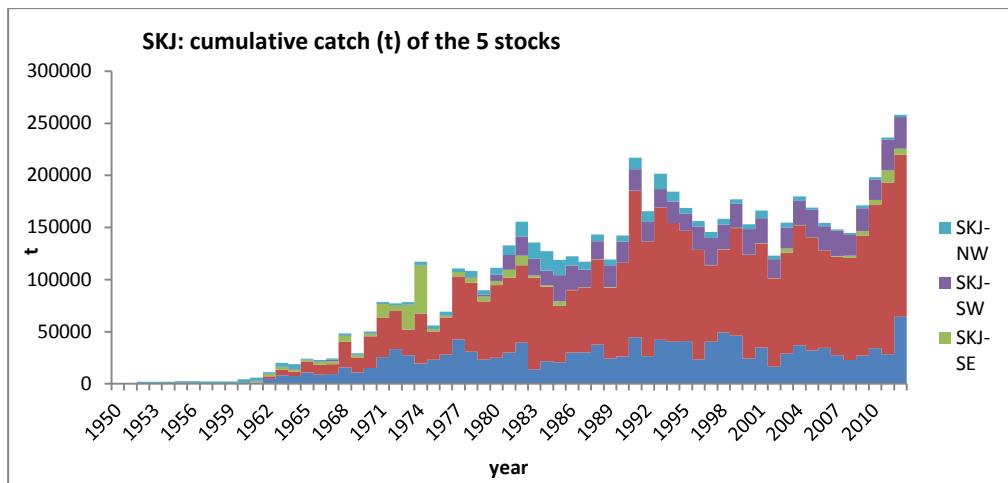
**Figure 8.** Cumulative Task I nominal catch (t) by stock of skipjack tuna.



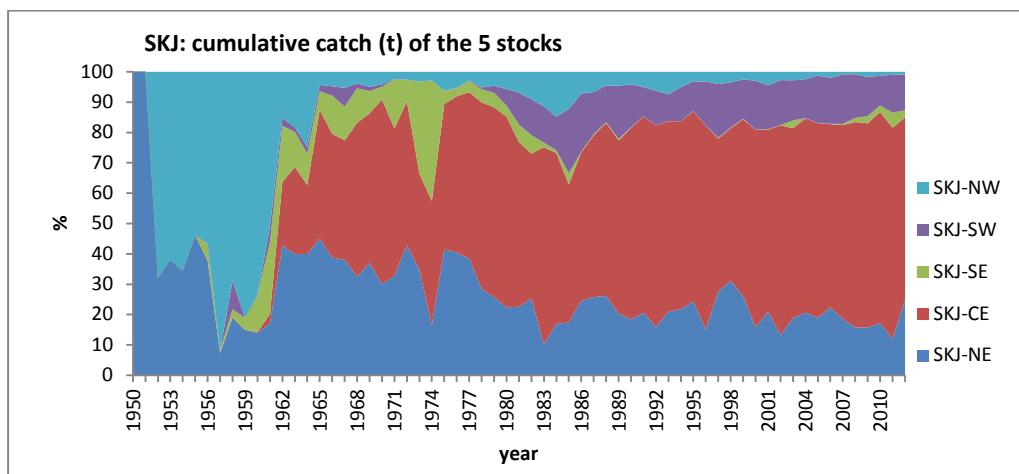
**Figure 9.** Geographical distribution of SKJ catches ( $t$ ) (1950 to 2012) for BB [upper left] and PS [upper right], and, by PS fishing mode (FAD/Free school) in two periods (2000-2009 and 2010-2012). Upper panel maps obtained from STAT BULL 42(I) published on May/2014. Lower panel produced by the Working Group.



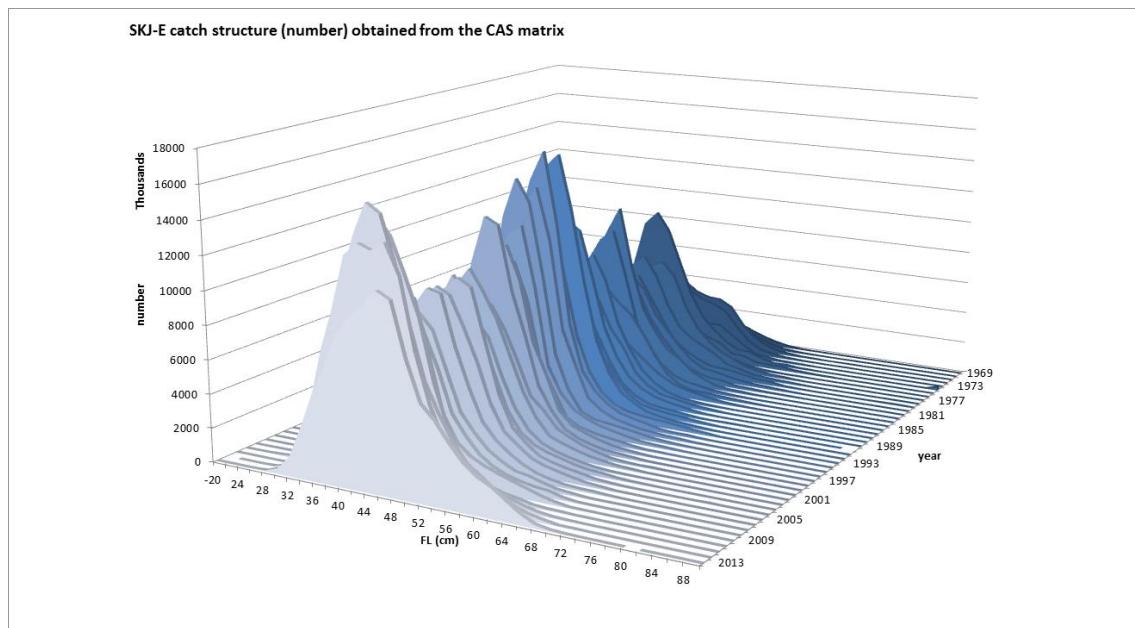
**Figure 10.** CATDIS 5x5 square grid set classified into the five stock hypothesis (classification algorithm result).



**Figure 11.** Cumulative catch (t) per stock (CATDIS with the 5 stock hypotheses).

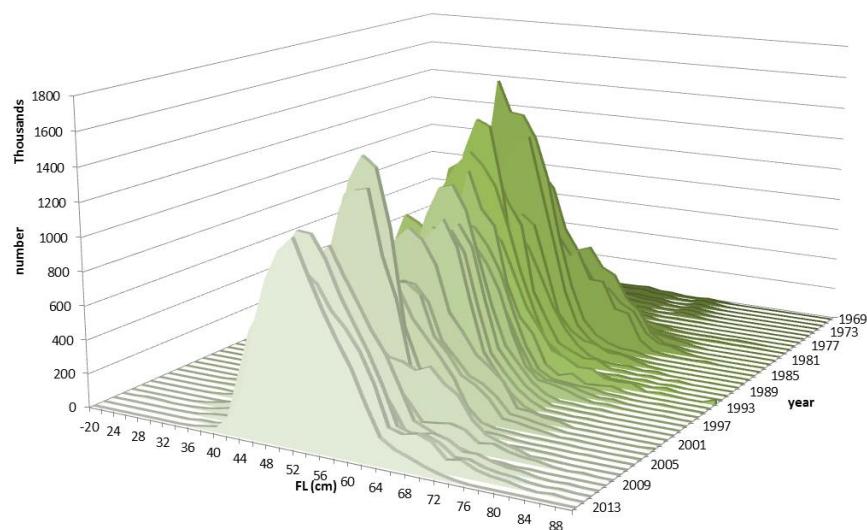


**Figure 12.** Relative proportion (%) of each stock per year.

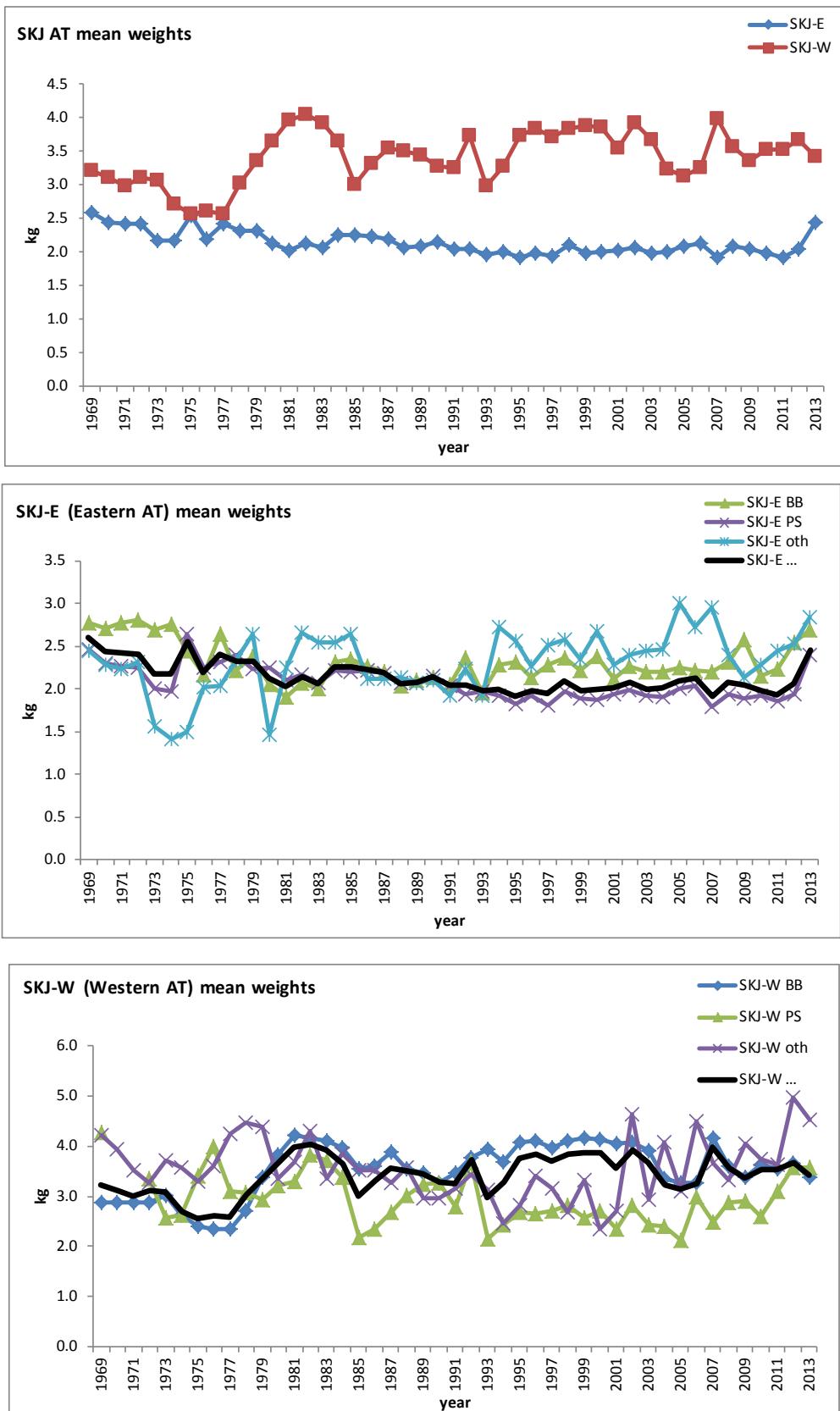


**Figure 13.** SKJ-E size (FL 2 cm lower limit classes) composition of the catches from 1969 to 2013.

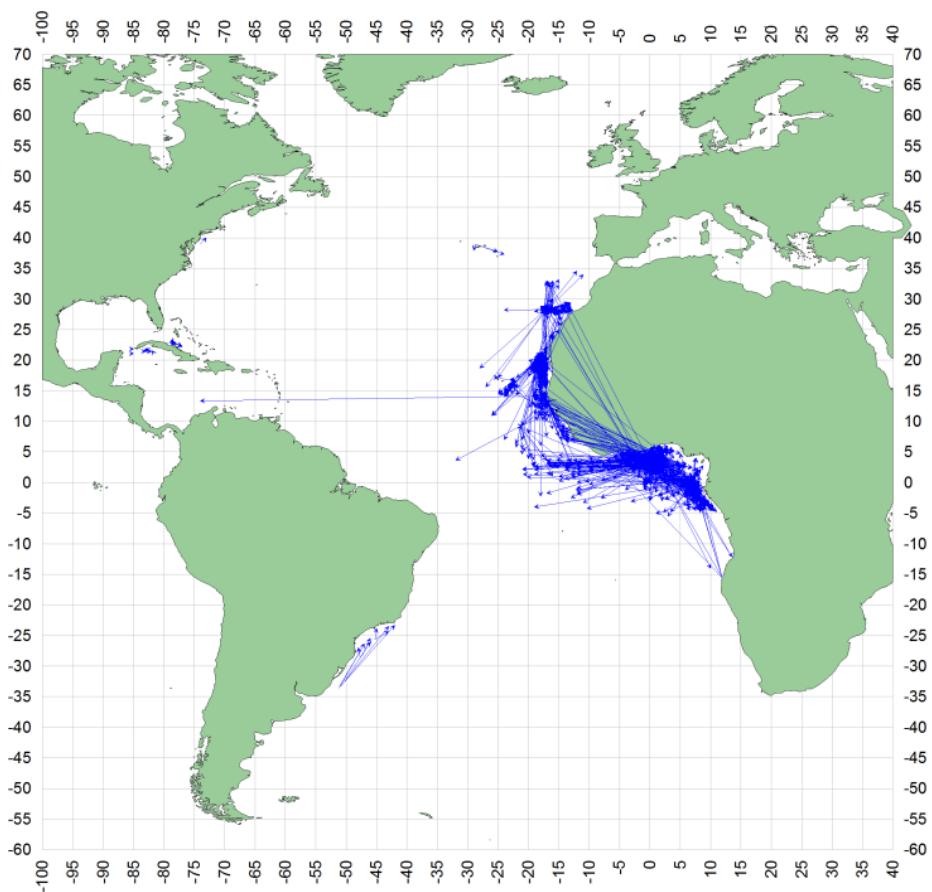
**SKJ-W catch structure (number) obtained from the CAS matrix**



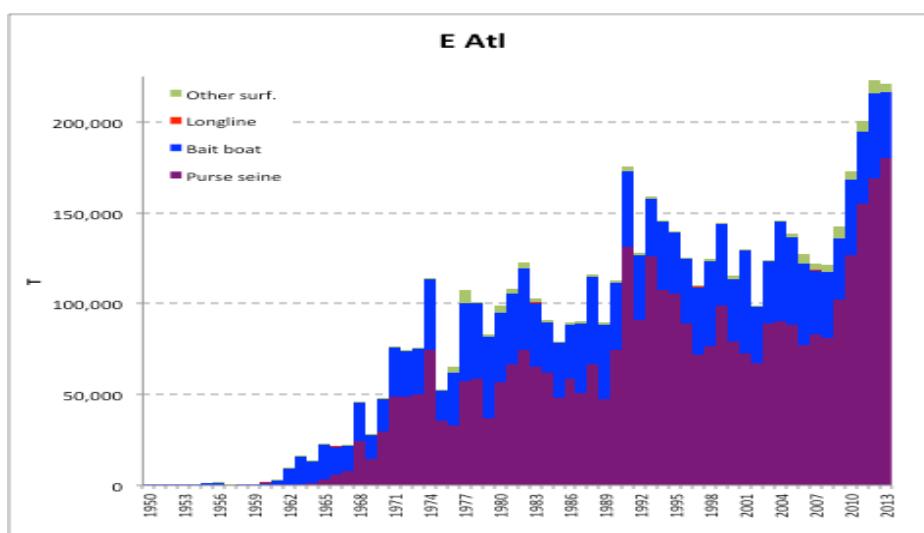
**Figure 14.** SKJ-W size (FL 2 cm lower limit classes) composition of the catches from 1969 to 2013.



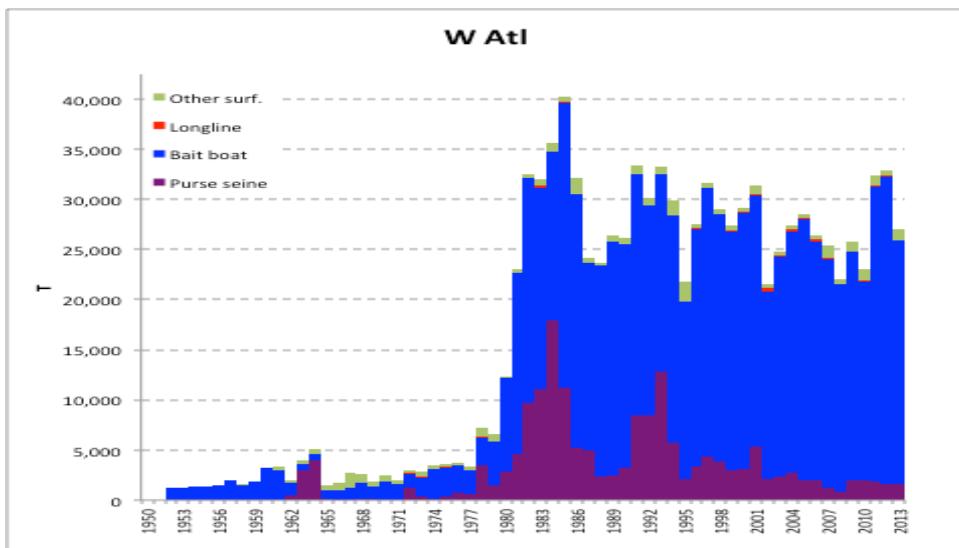
**Figure 15.** SKJ mean weights (weighted means estimated from the CAS dataset) by stock (upper), and within each stock, by major gear for SKJ-E (center) and SKJ-W (lower). All the series between 1969 and 2013.



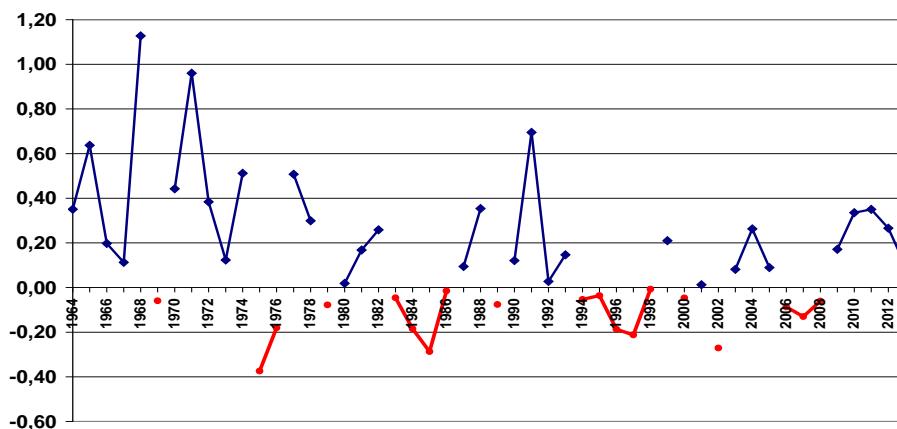
**Figure 16.** SKJ apparent movement (straight displacement between released and recovered geographical positions) obtained from conventional tagging.



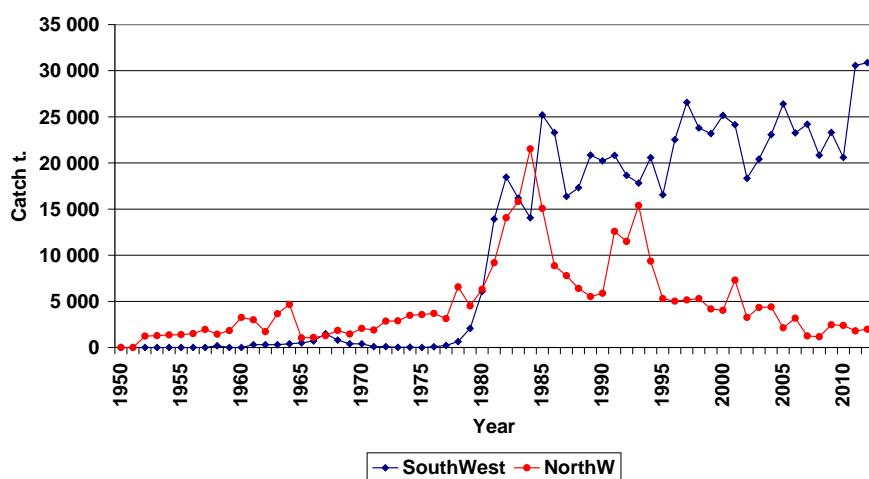
**Figure 17.** Eastern Atlantic catches of skipjack by gear as used by the Working Group for the 2014 stock assessment.



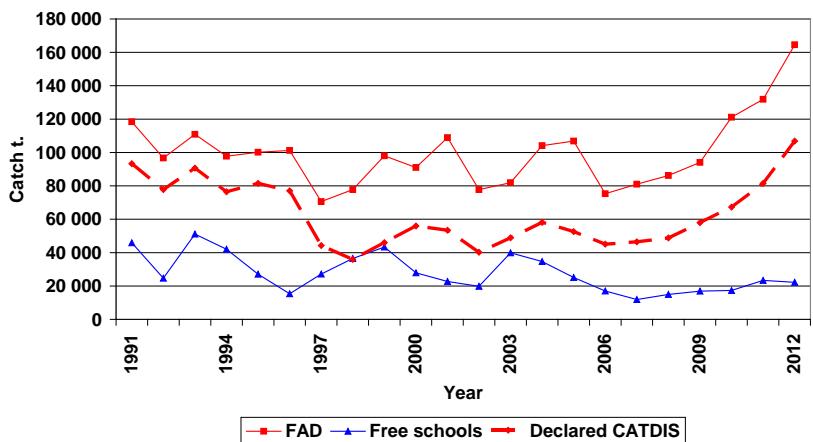
**Figure 18.** Catches of skipjack by gear in the Western Atlantic as used by the Working Group for the 2014 stock assessment.



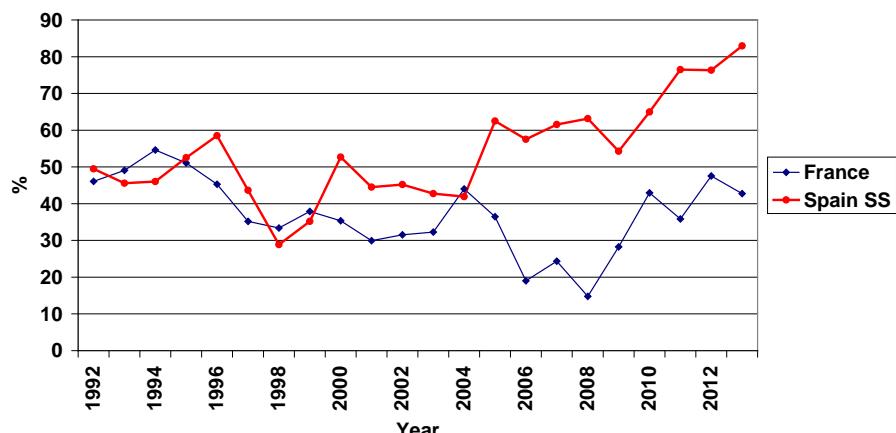
**Figure 19.** Rates of catch increase (in blue) and catch decrease (red) comparing yearly SKJ catches to the average of SKJ catches (Eastern Atlantic) during the 3 previous years.



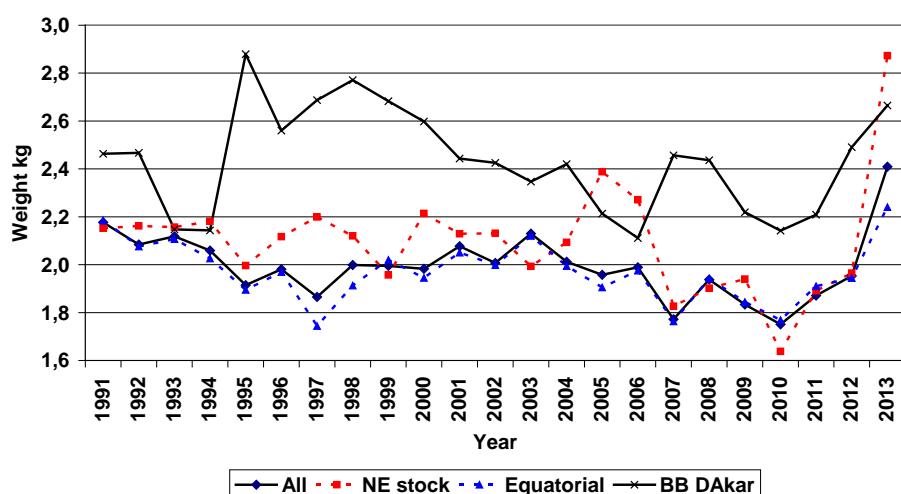
**Figure 20.** SKJ catches in the Northern and Southern W Atlantic.



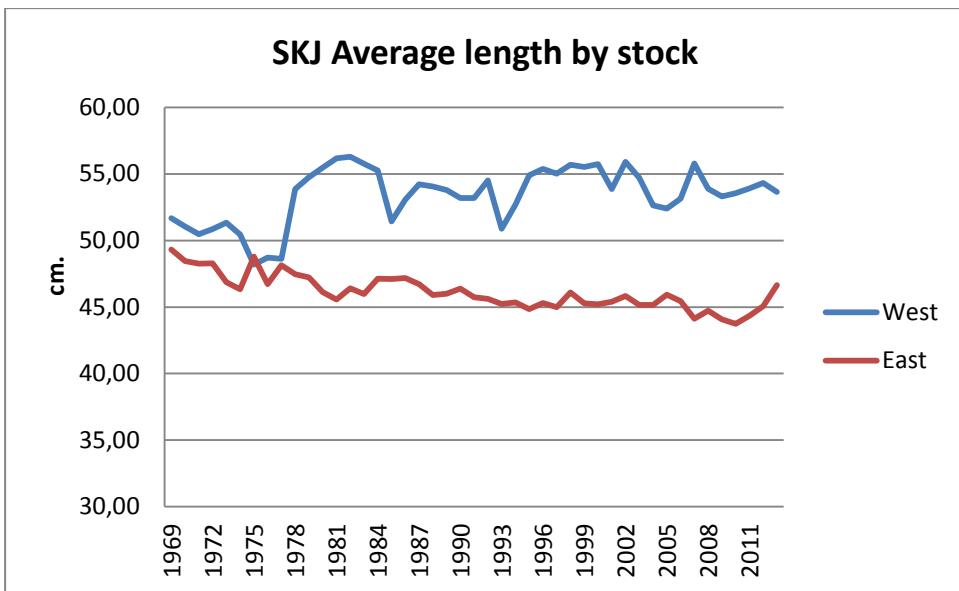
**Figure 21.** Estimated yearly SKJ catches on FAD and on Free schools in the Eastern Atlantic. Dotted line showing the official CATDIS data, full line (“FAD”) showing total SKJ catches assuming that all Ghanaian SKJ catches were associated to FADs.



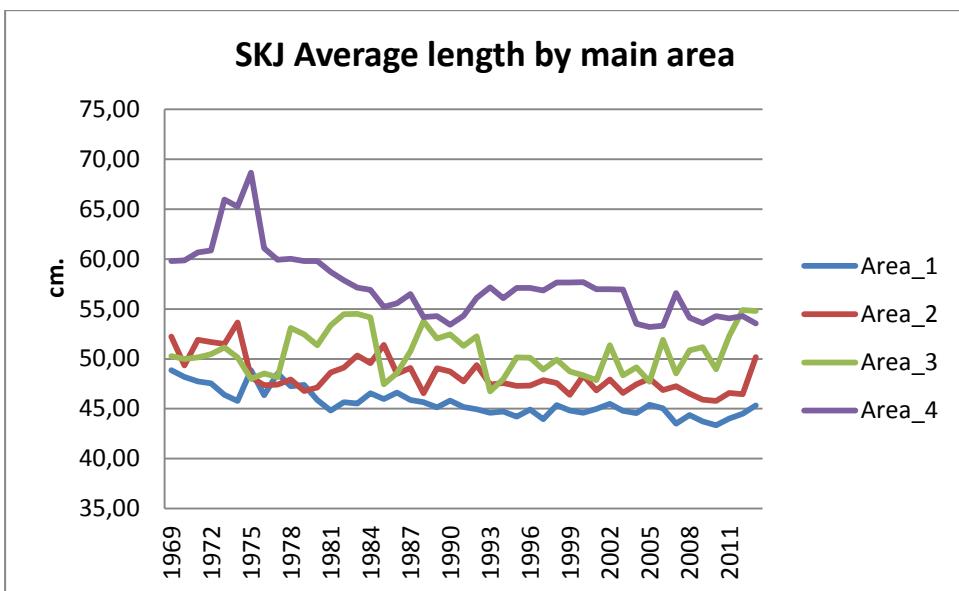
**Figure 22.** Yearly % of FAD associated catches in the French and Spanish PS (all species).



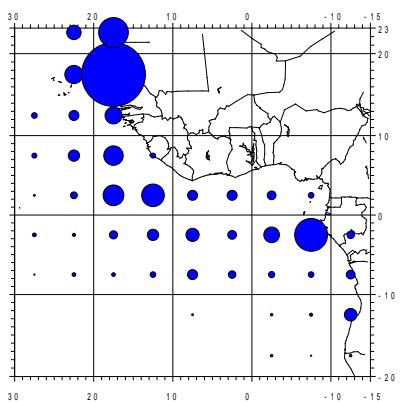
**Figure 23.** Average weight of SKJ caught by the EU PS and by the Dakar baitboat, total and in various areas (in the Eastern Atlantic).



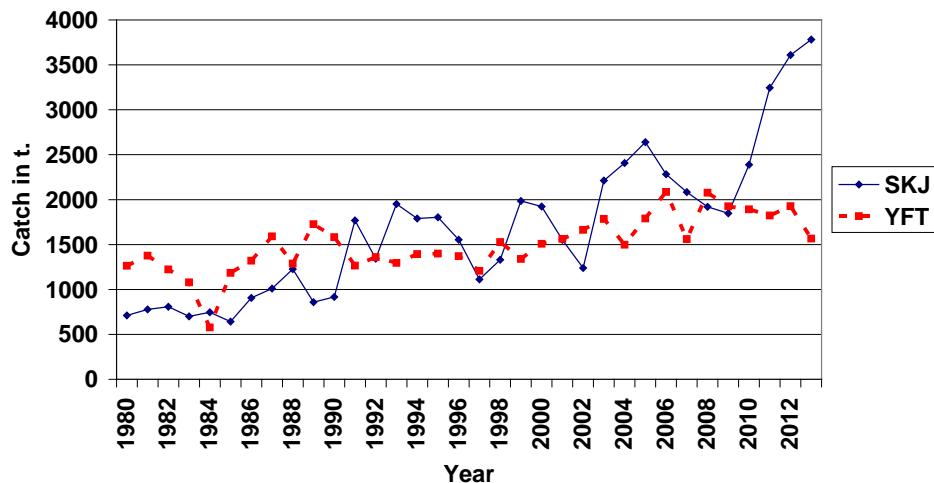
**Figure 24.** Skipjack average length by stock.



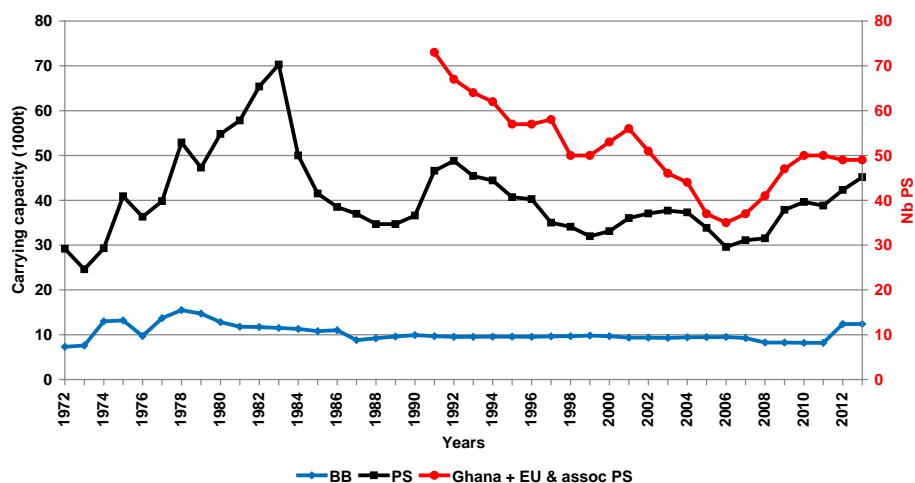
**Figure 25.** Skipjack average length by main area.



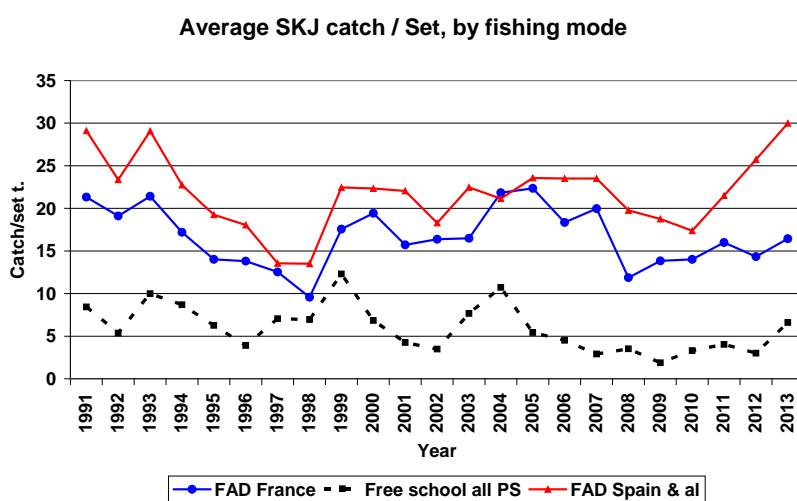
**Figure 26.** Average catches of large SKJ large SKJ >56 cm / EU PS during the period 2012-2013.



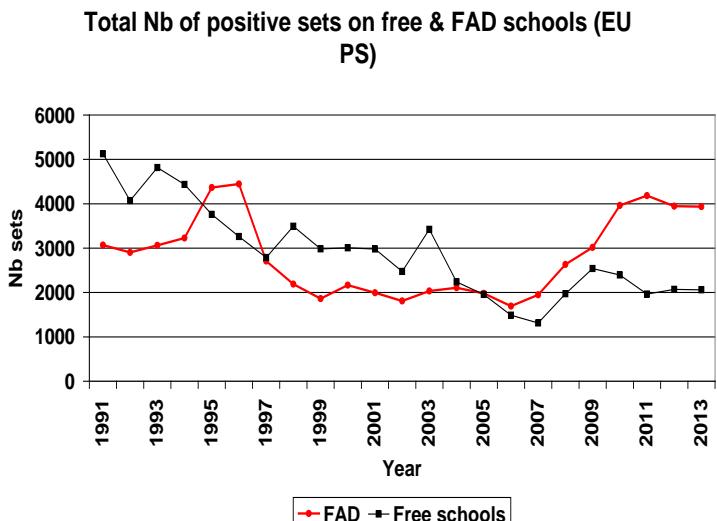
**Figure 27.** Average yearly SKJ catches per PS vessel (EU and associated fleet).



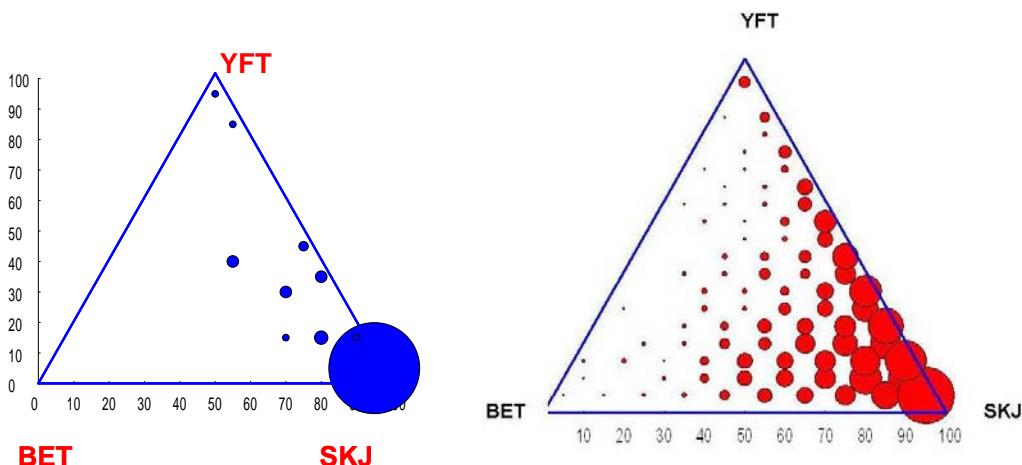
**Figure 28.** Nominal carrying capacity of PS and BB in the Eastern Atlantic and total number of PS.



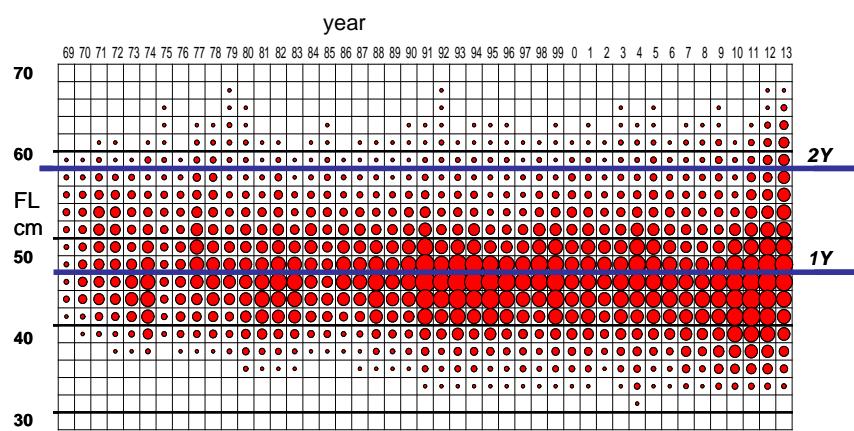
**Figure 29.** Average catch per set of SKJ (EU PS fleet) on FAD (French and Spanish+associated fleet) and on free schools (all PS).



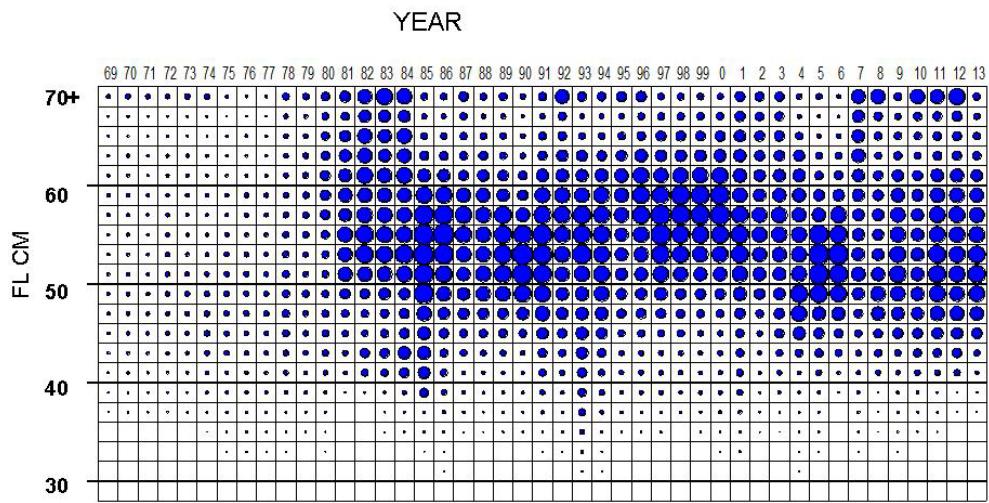
**Figure 30.** Total yearly number of positive sets on free schools and on FADS (EU PS fleet).



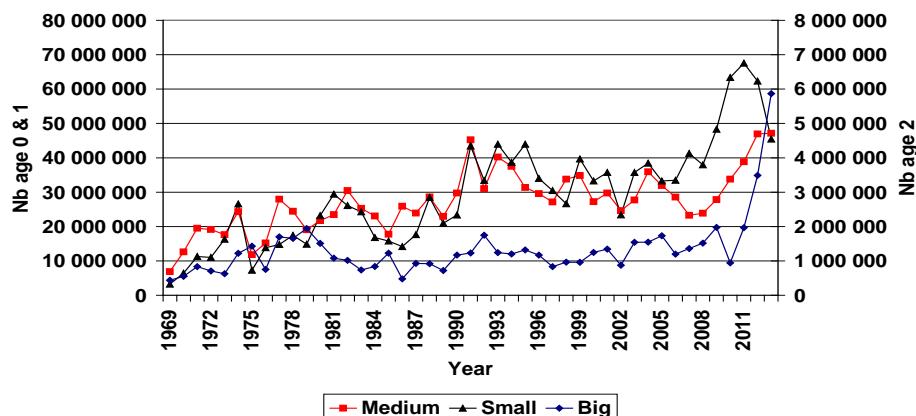
**Figure 31.** Species composition of FAD samples in the northern area (N of 10°N) (left) and in the equatorial area (right) (2000-2010).



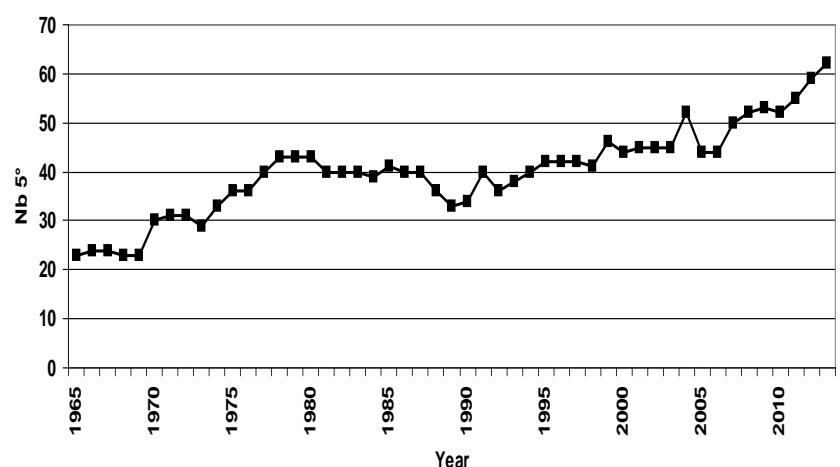
**Figure 32.** Yearly SKJ catch at size in weight in the eastern Atlantic, and lines potentially showing ages 1 and 2 and the size at first maturity.



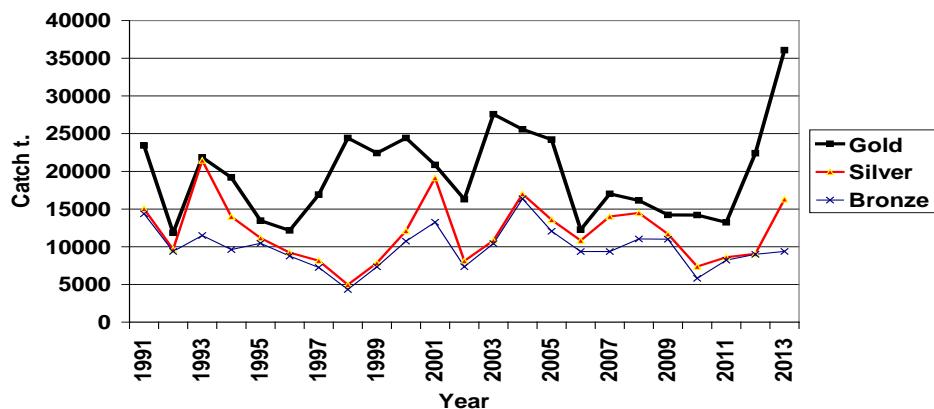
**Figure 33.** Yearly SKJ catch at size in weight in the western Atlantic, and lines potentially showing ages 1 and 2 and the size at first maturity.



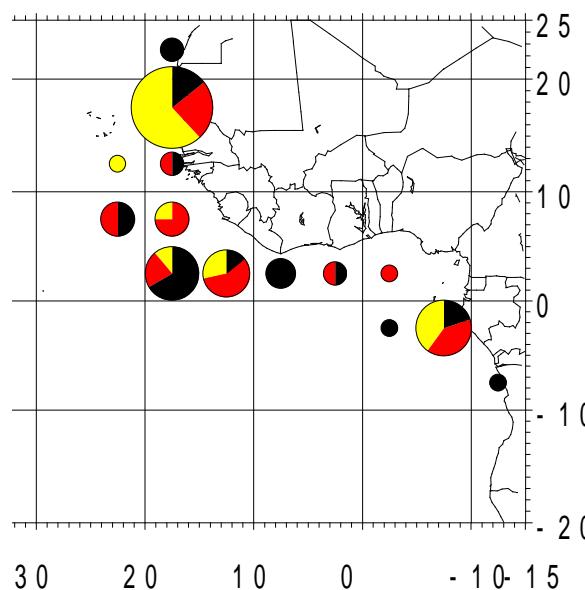
**Figure 34.** Yearly catches of 3 categories of SKJ in the Eastern Atlantic, small (0-46 cm), medium (46-60 cm) and big (over 60 cm), corresponding approximately to catches of ages 0, 1 and 2+ (based on the 2014 CAS figure).



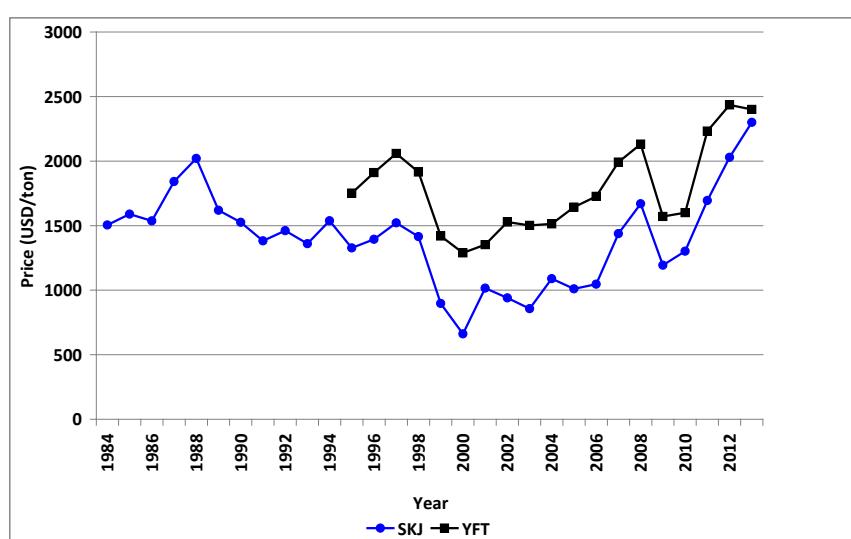
**Figure 35.** Number of 5° squares fished yearly in the entire Atlantic by all fleets (CATDIS file) with a yearly SKJ catch >10 t.



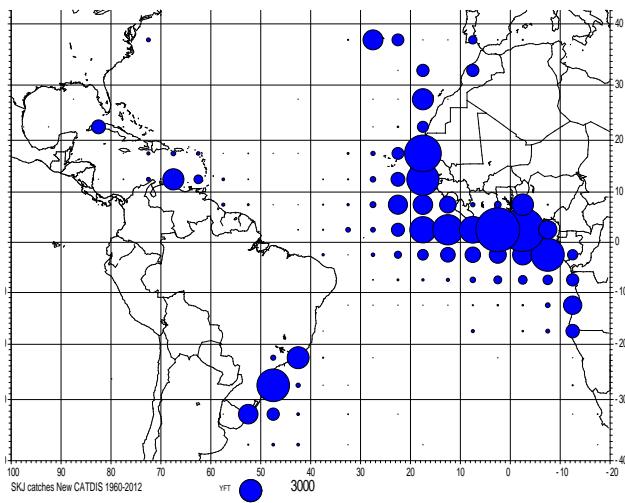
**Figure 36.** 3 yearly “best catches” observed in the 5° squares shower the higher catches of SKJ.



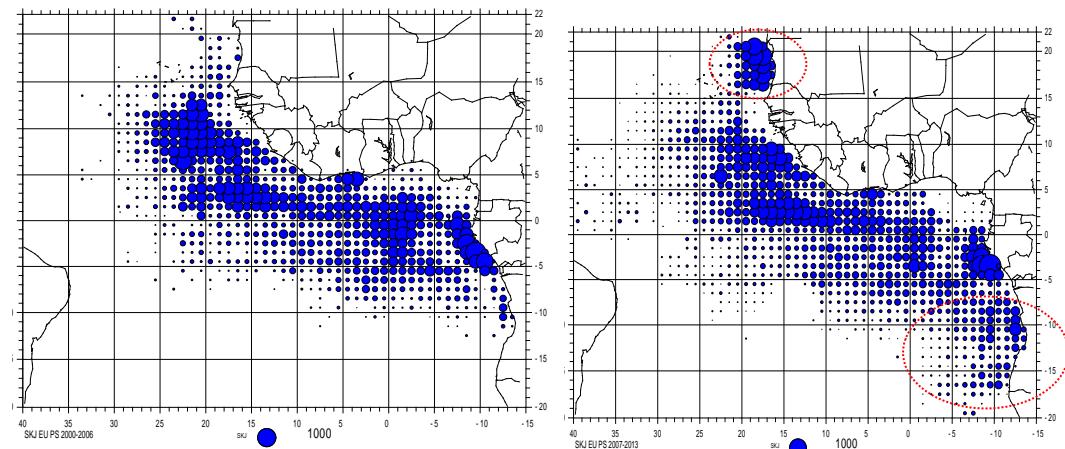
**Figure 37.** Geographical frequency of the 3 ranks of best SKJ yearly catches observed in the EU fleet during the 1991-2013 period (yellow: best catches, red: 2<sup>nd</sup> catches and black: 3<sup>rd</sup> catches).



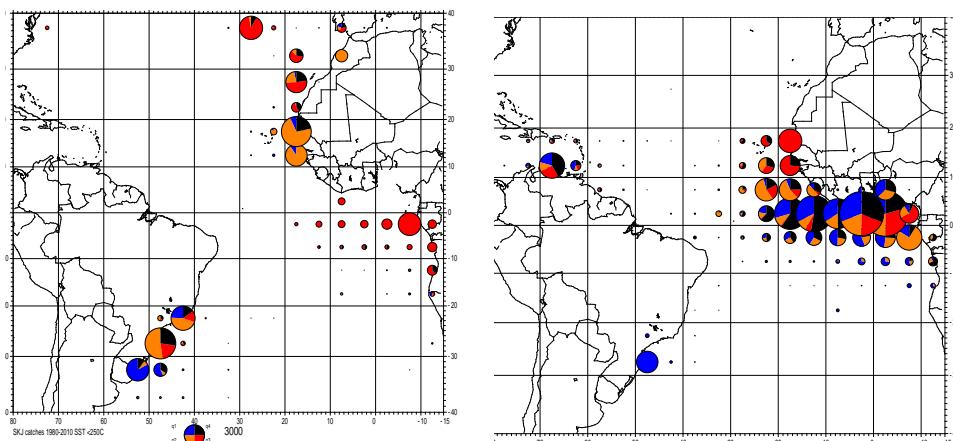
**Figure 38.** Average yearly price of SKJ and YFT (corrected for inflation in the US and converted to 2013 \$) in the Bangkok market.



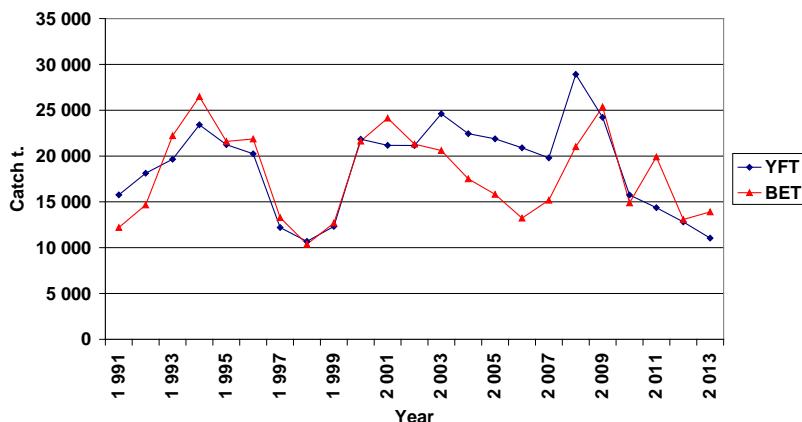
**Figure 39.** Average location of SKJ catches during the period 1970-2012 (CATDIS file).



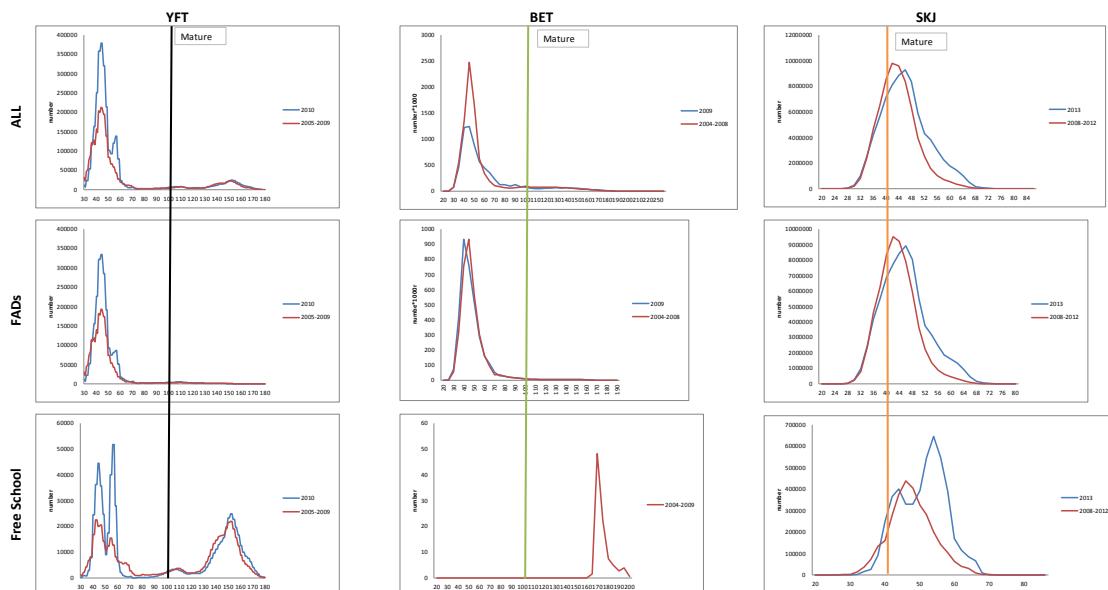
**Figure 40.** Average SKJ catches by 1° square of the EU PS fleet during 2 recent periods: left 2000-2006 and right 2007-2013.



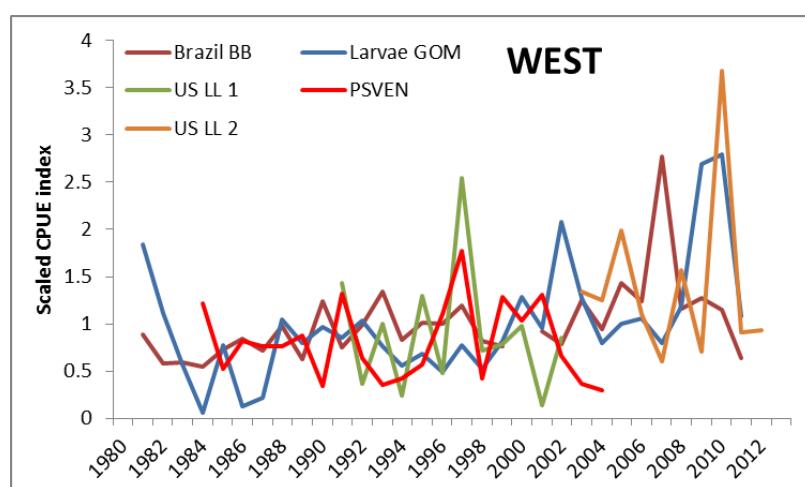
**Figure 41.** average SKJ catches caught quarterly at SST <25°C (left) and >25°C (right) (1<sup>st</sup> q: blue, 2<sup>nd</sup> q: orange, 3<sup>rd</sup> q: red, 4<sup>th</sup> q black).



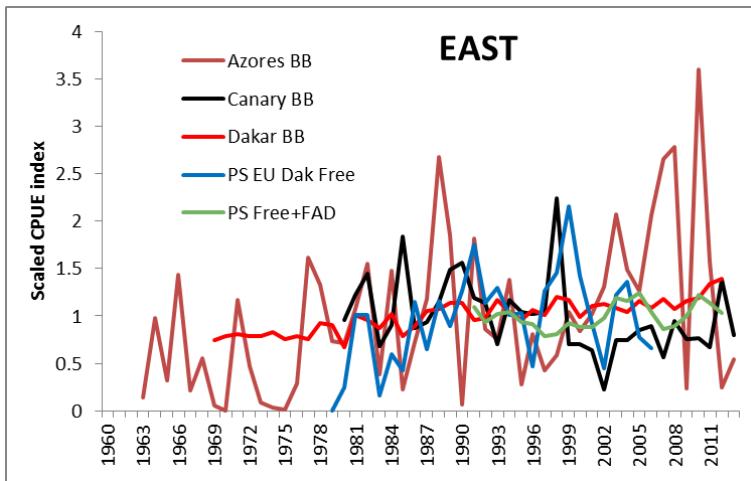
**Figure 42.** Yearly catches of YFT and BET in the EUPS FAD fishery.



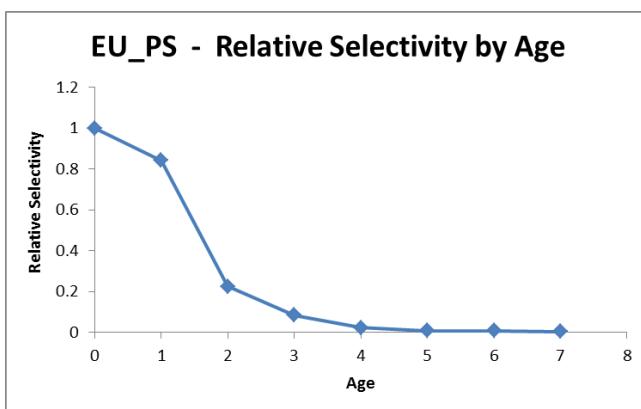
**Figure 43.** Size distribution of skipjack, yellowfin and bigeye purse seine catch made by Free School sets (FSC), FAD sets, and combined (ALL) relative to assumed size at maturity.



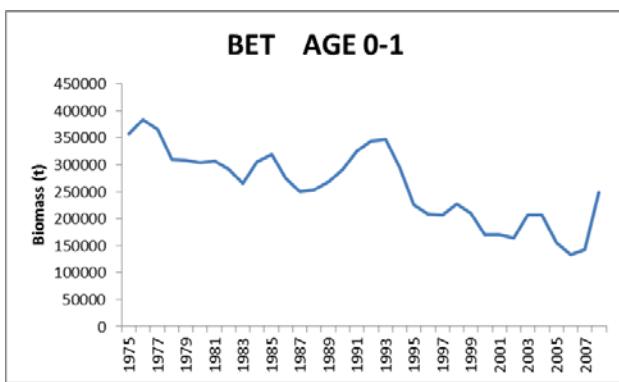
**Figure 44.** Relative abundance indices for the western stock of skipjack. Indices are initially scaled to their own mean. In order to facilitate viewing the LL indices and the purse seine index are then scaled to the average of the larval GOM index (the longest index of all) over the range of years that each index overlaps with the larval GOM index.



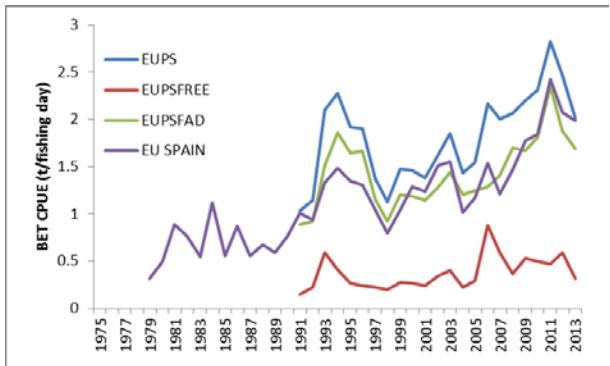
**Figure 45.** Relative abundance indices for the eastern stock of skipjack. Indices are initially scaled to their own mean. In order to facilitate viewing the purse seine indices are then scaled to the average of the Azores baitboat index (the longest index of all) over the range of years that each of the purse seine indices overlaps with the Azores index.



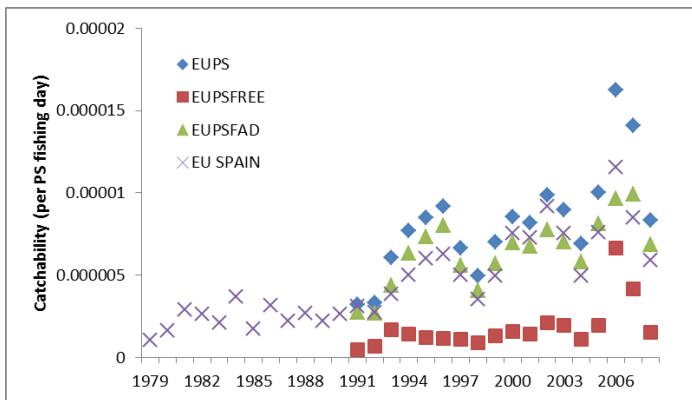
**Figure 46.** Selectivity of purse seine fleet towards bigeye tuna as a function of age, as estimated for the BET VPA from 2010 assessment.



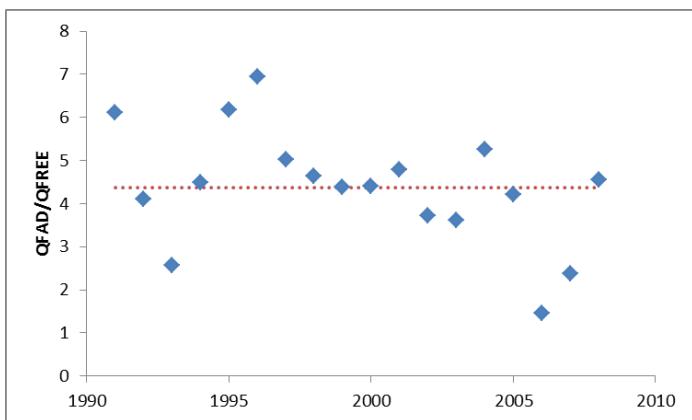
**Figure 47.** Estimated biomass of age zero and one bigeye tuna estimated by VPA without using the purse seine index in the estimation.



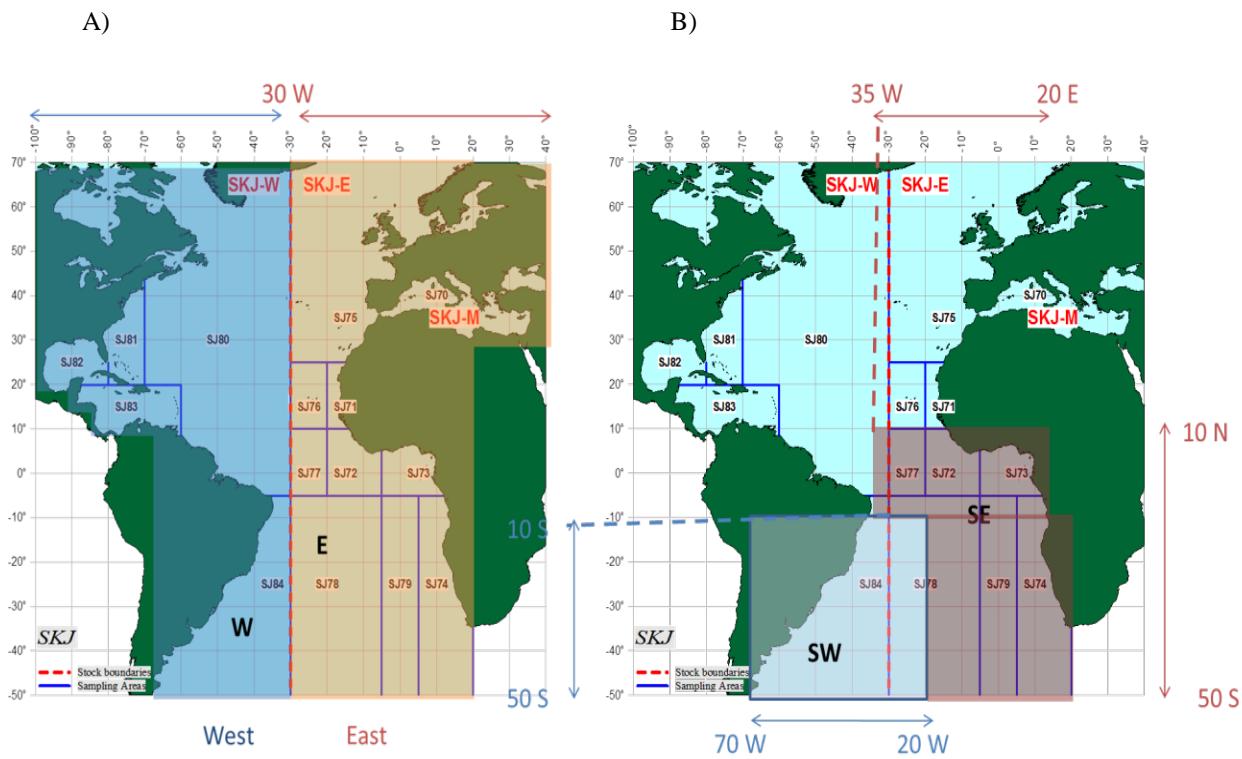
**Figure 48.** Estimated bigeye tuna nominal CPUE for various purse seine fleet aggregates.



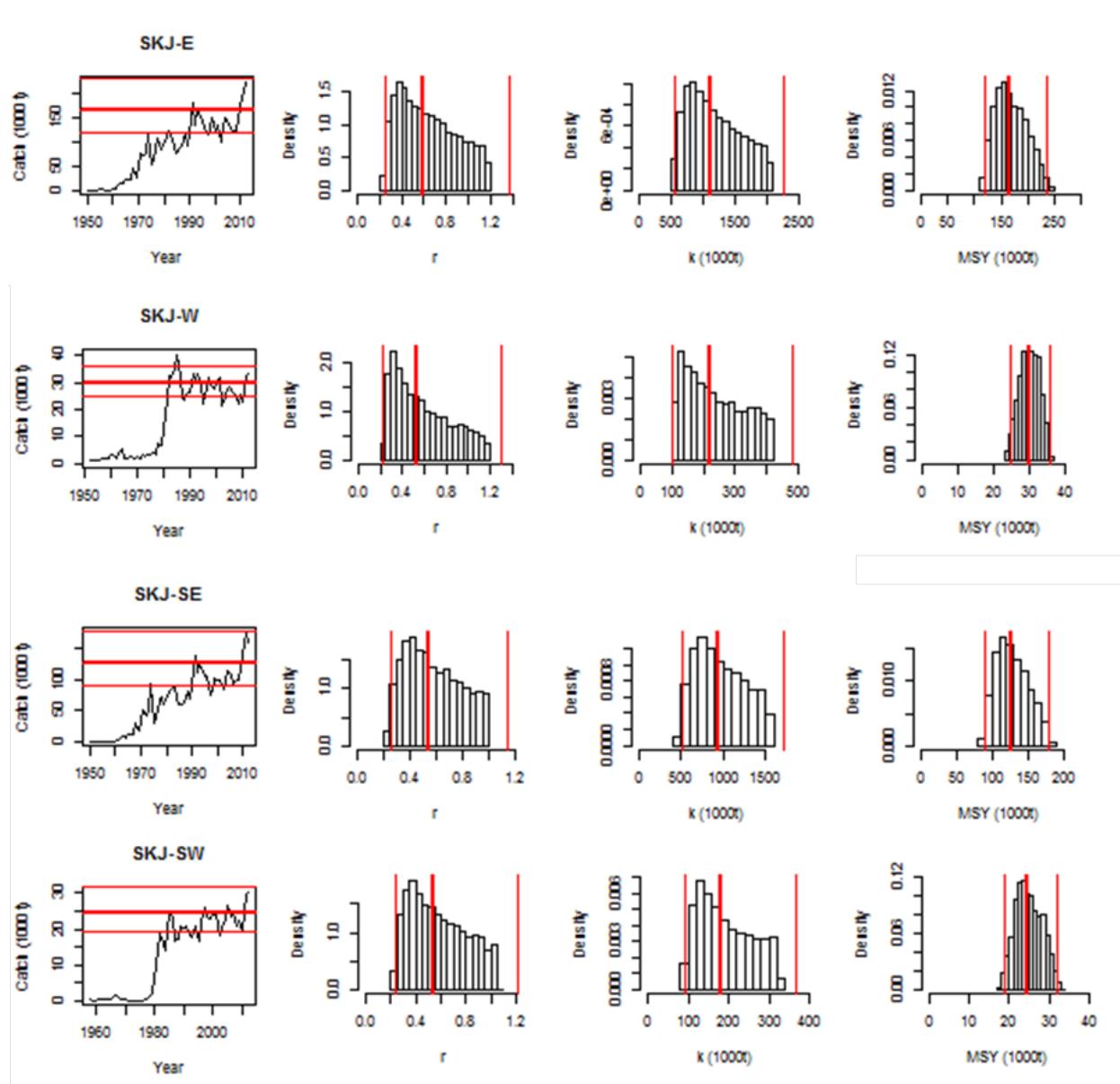
**Figure 49.** Estimates of bigeye tuna yearly catchability obtained by comparing estimates of biomass of young bigeye tuna to estimates of CPUE from purse seine fleets.



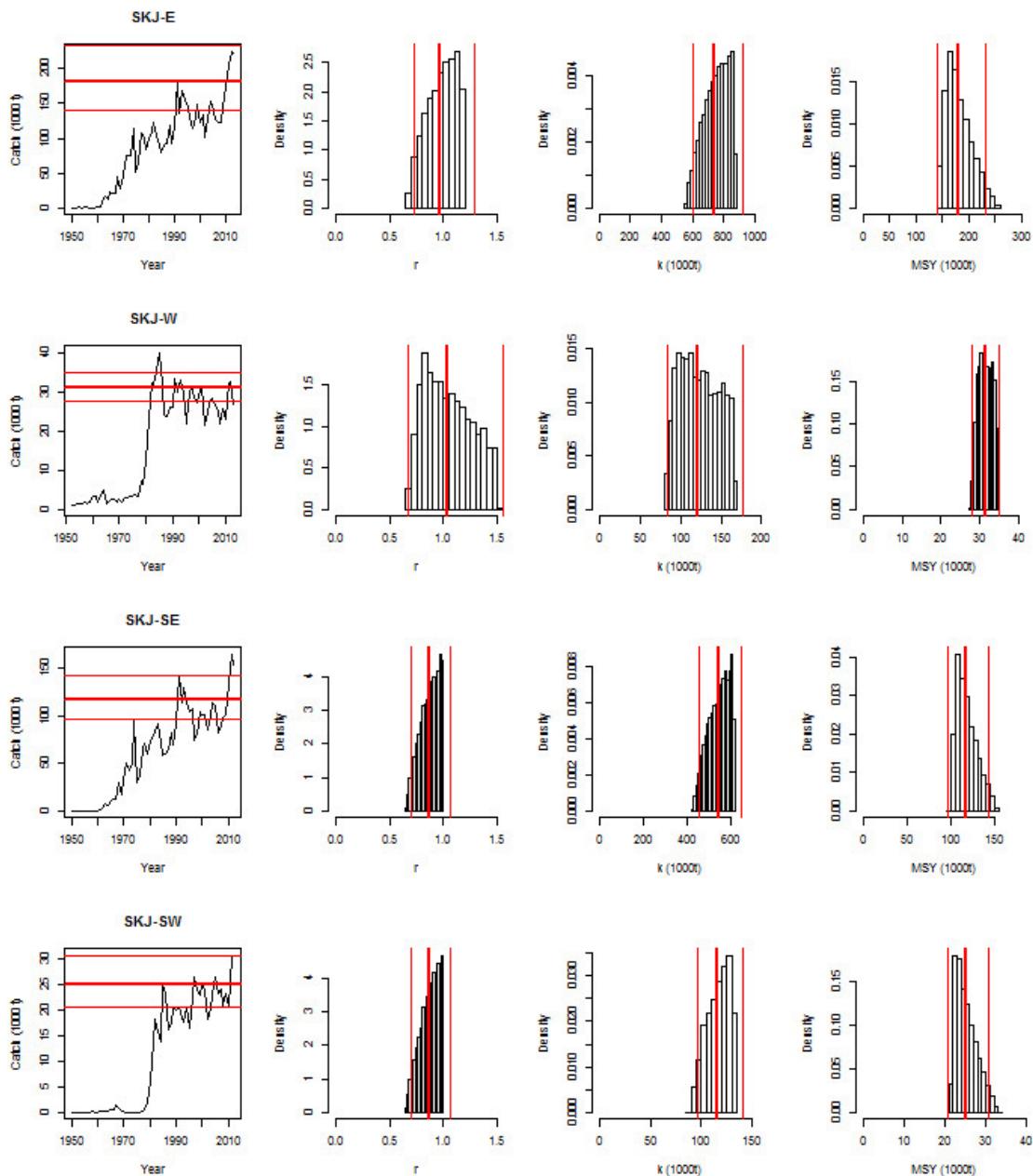
**Figure 50.** Estimates of the relative ratio of bigeye tuna catchability of FAD and Free school associated fishing days.



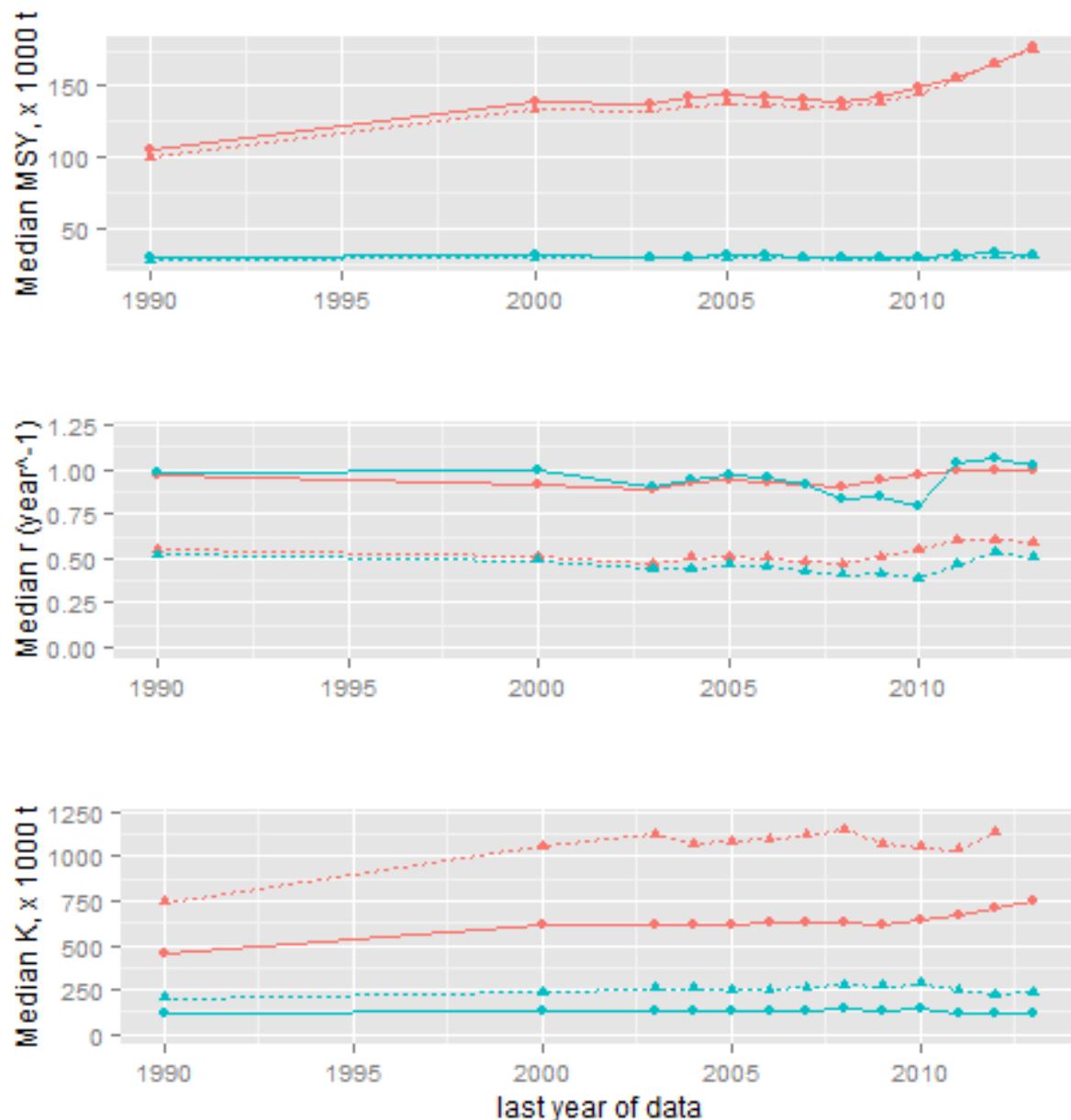
**Figure 51.** Geographical boundaries representations of alternative stock structure assumptions, (A) two stocks East and West separated by the 30 West Meridian, and (B) metapopulation representation of numerous stocks. Shaded areas were considered for the stock assessment models.



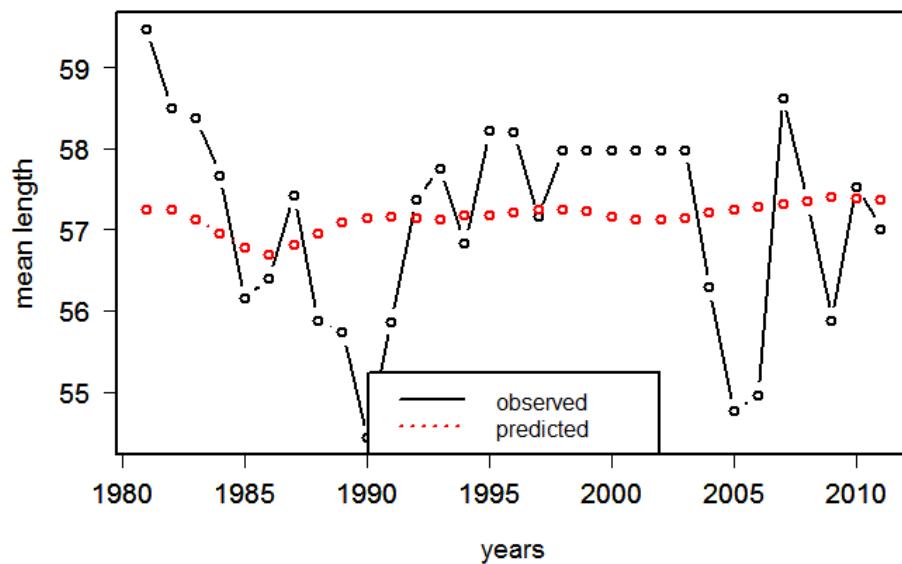
**Figure 52.** Medium resilience catch only model results for the East and West skipjack (upper two rows of plots), versus Southwest and Southeast stocks (lower two rows of plots) under the metapopulation structure.



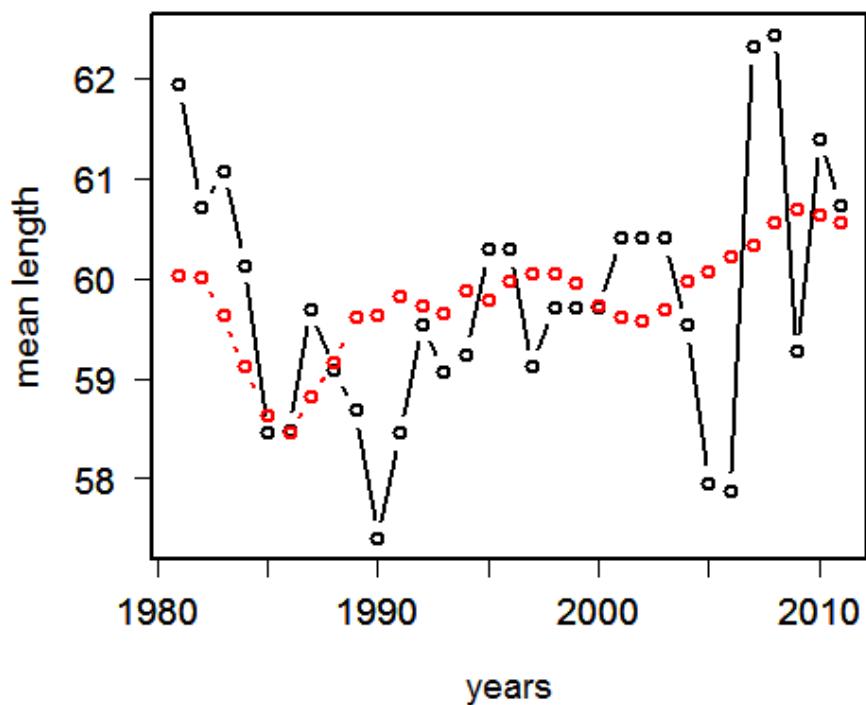
**Figure 53.** High resilience catch only model results for the East and West Skipjack (upper two rows of plots), versus Southwest and Southeast stocks (lower two rows of plots) under the metapopulation structure.



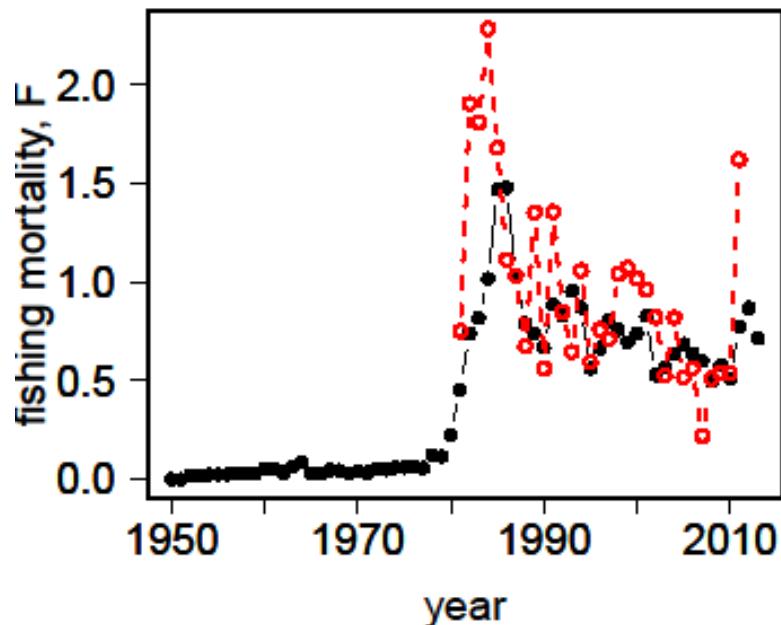
**Figure 54.** Estimates of intrinsic rate of population growth ( $r$ ) and carrying capacity ( $K$ ) for the catch only models of East and West skipjack tuna. Red: East, Blue: West. Continuous line-circles (high res), dotted line-triangles (medium res).



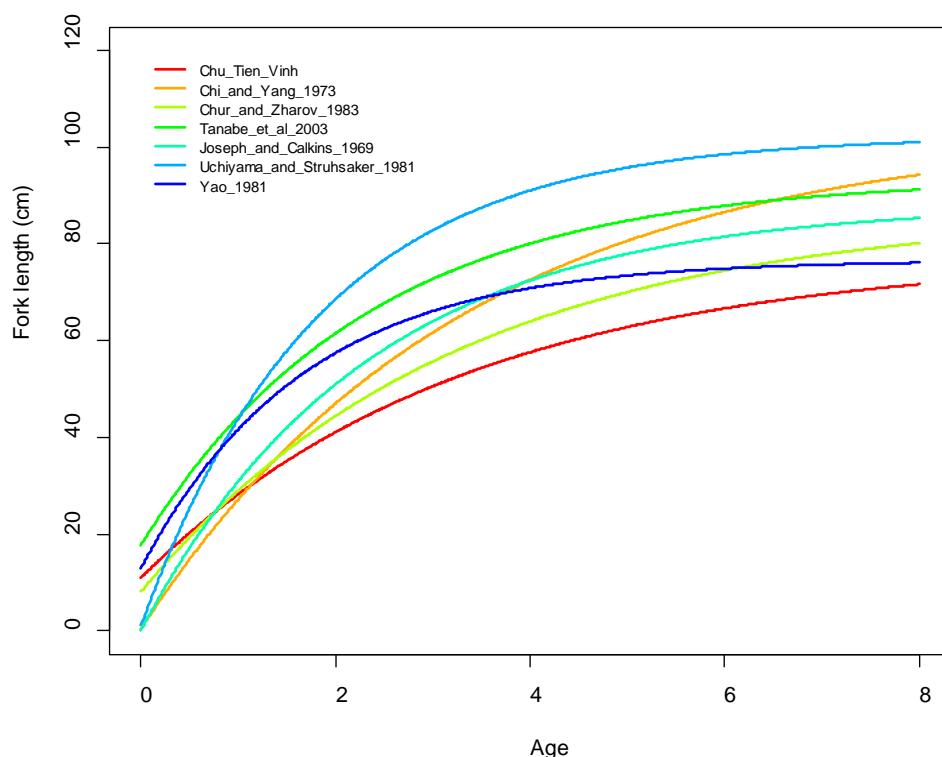
**Figure 55.** Observed and predicted mean lengths versus time for the mean length-based mortality model (The Hoenig-Gedamke model or THG model) fitted to length data from the Brazilian bait boat fishery and effort data from the entire western Atlantic fishery.  $L_c$  was set equal to 50 cm.



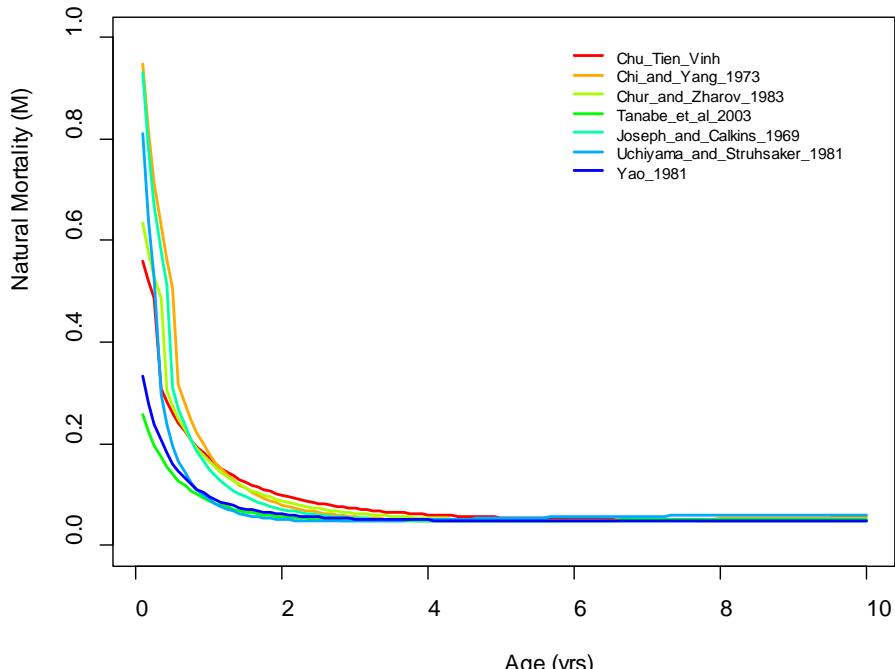
**Figure 56.** Observed and predicted mean lengths versus time for the THG model fitted to length data from the Brazilian baitboat fishery and effort data from the entire western Atlantic fishery.  $L_c$  was set equal to 55 cm.



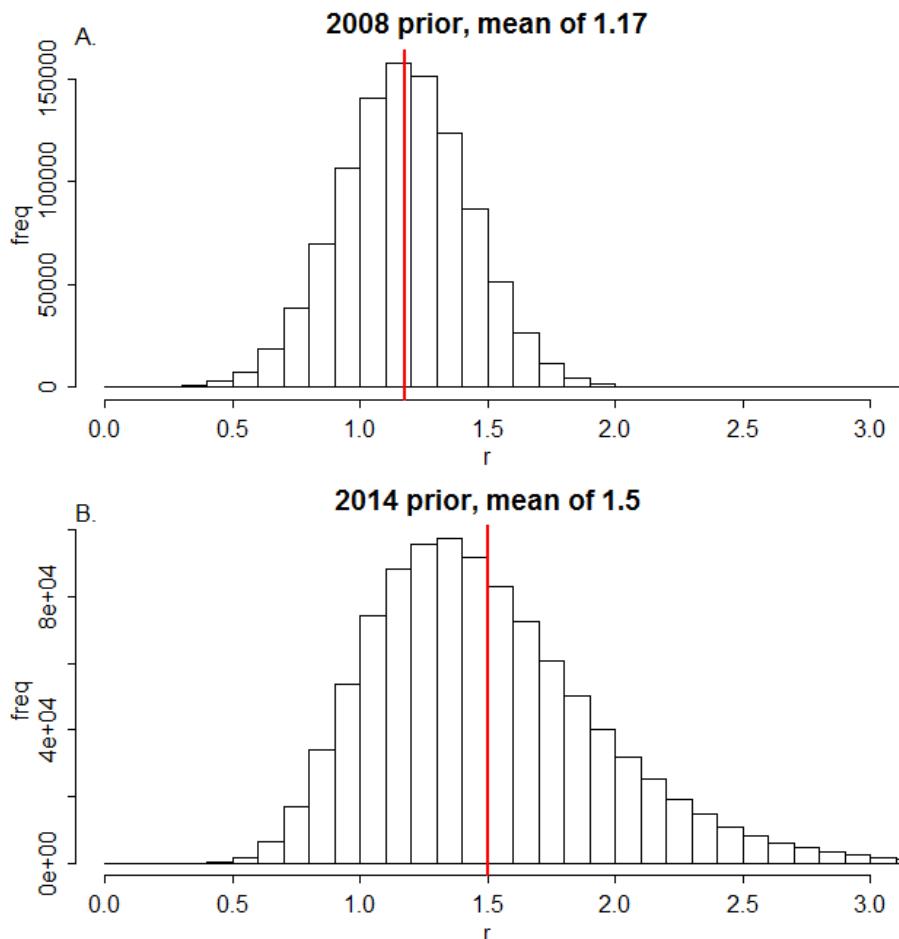
**Figure 57.** Comparison of fishing mortalities estimated from a production model for Western SKJ (ASPIR, black lines and solid circles) and the THG model that incorporated fishing effort (red line with open circles).



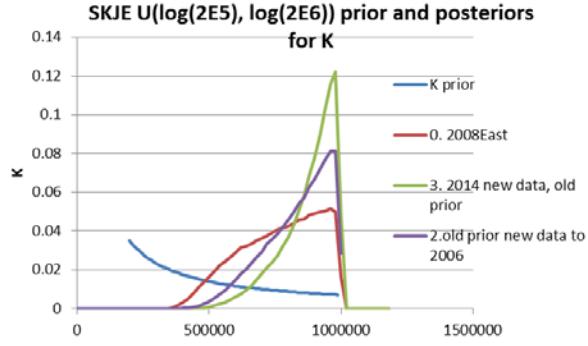
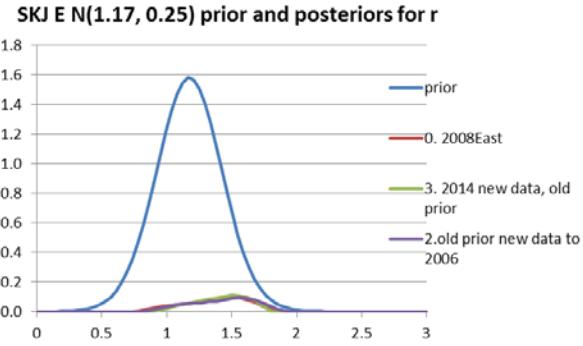
**Figure 58.** Published growth models of skipjack sampled (with replacement) in the Monte Carlo estimation of population growth rate ( $r$ ), used as a prior distribution in the Bayesian Surplus Production model.



**Figure 59.** Estimated natural mortality schedules based on size at age estimates from the Monte Carlo sampling of the published growth curves.

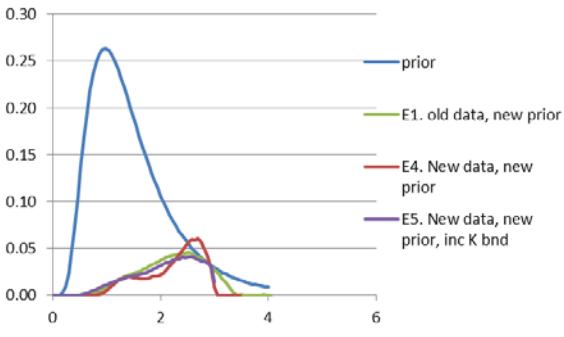


**Figure 60.** Prior distributions for intrinsic rate of population increase ( $r$ ) from the 2008 assessment (A) and that developed for the 2014 assessment (B). The new prior was modeled with a lognormal distribution and has a higher mean as well as greater density towards higher values of  $r$ .

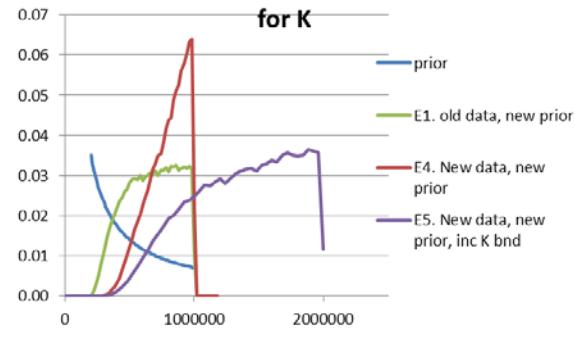


**Figure 61.** Priors and posteriors for SKJE using the old  $N(1.17, 0.25)$  prior for  $r$  and the  $U(\log(2E5), \log(2E6))$  prior for  $K$  for SKJE models 0, 2 and 3 which all use the old prior.

#### SKJE Lognormal prior and posteriors for r

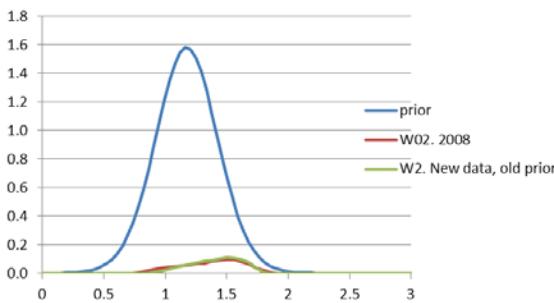


#### SKJE $U(\log(K), \log(K))$ prior and posteriors for K

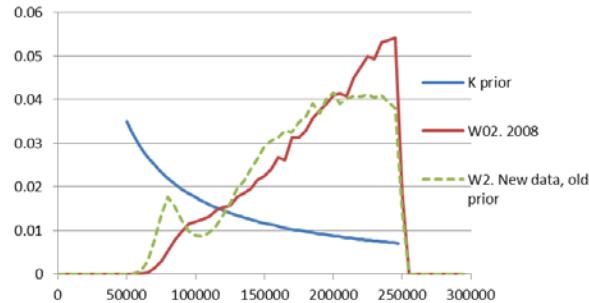


**Figure 62.** Priors and posteriors for  $r$  and  $K$  from the 2014 model with the new priors for  $r$  for model runs E1, E4 and E5.

#### SKJW $N(1.17, 0.25)$ prior and posteriors for r

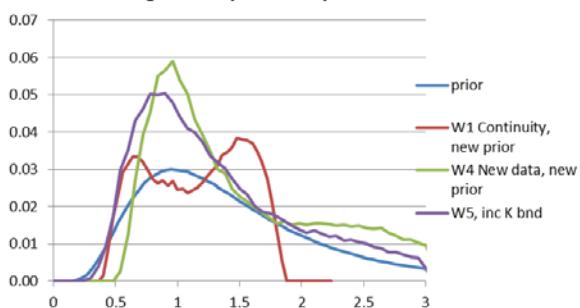


#### SKJW $U(\log(5E4), \log(2.5E5))$ prior and post.for K

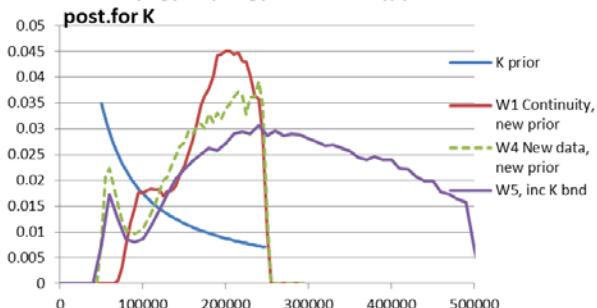


**Figure 63.** Priors and posteriors for  $r$  and  $K$  from the 2014 model with the old prior for  $r$  for model runs West02 and West2.

#### SKJ West Lognormal prior and posteriors for r

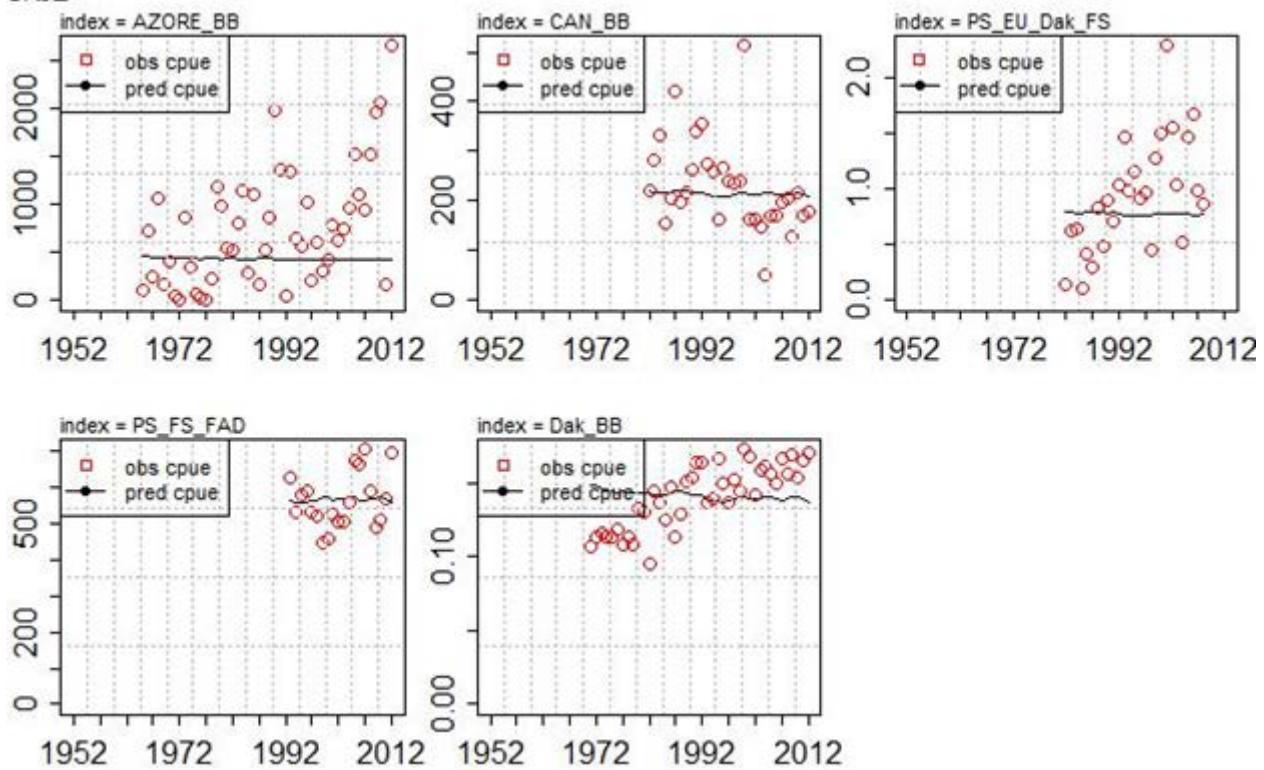


#### SKJW $U(\log(5E4), \log(2.5E5) or 5E5)$ prior and post.for K



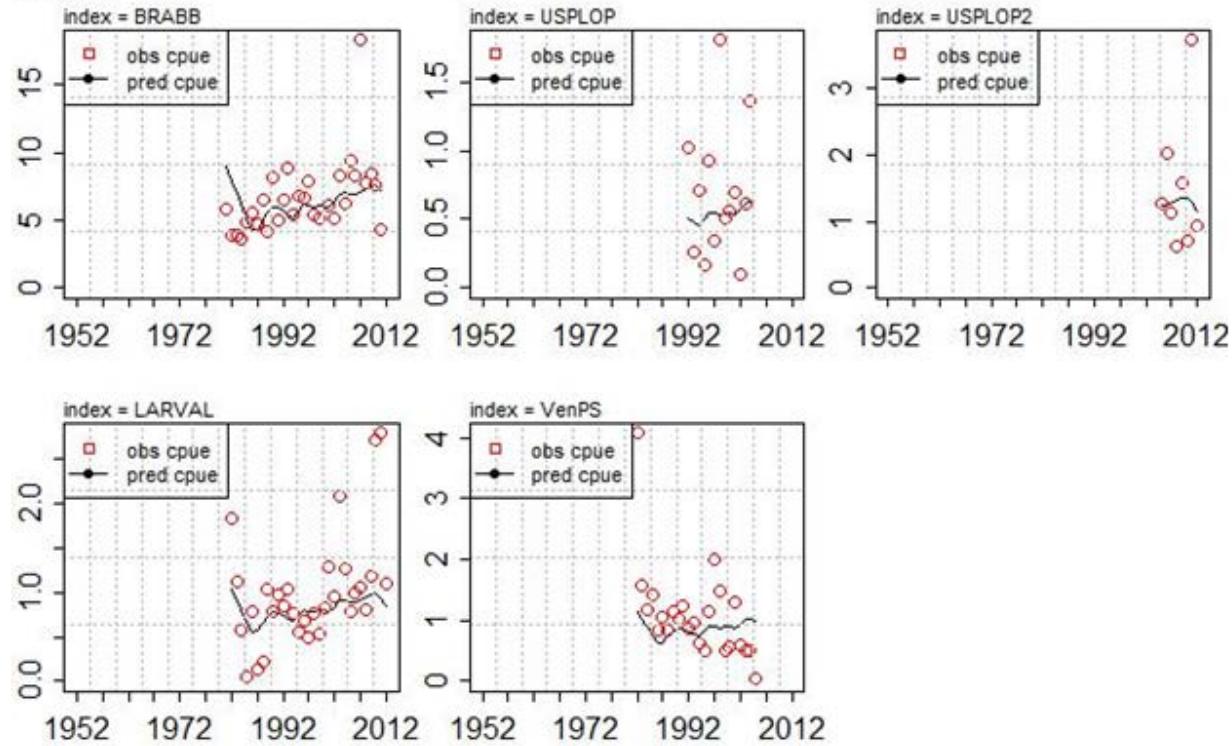
**Figure 64.** Priors and posteriors for  $r$  and  $K$  from the 2014 model with the new prior for  $r$  for model runs West 1, 4 and 5.

## SKJE



**Figure 65.** Fits to indices for SKJE model E4, new data, new prior.

## SKJW



**Figure 66.** Fits to indices for SKJW model W4, new data, new prior.

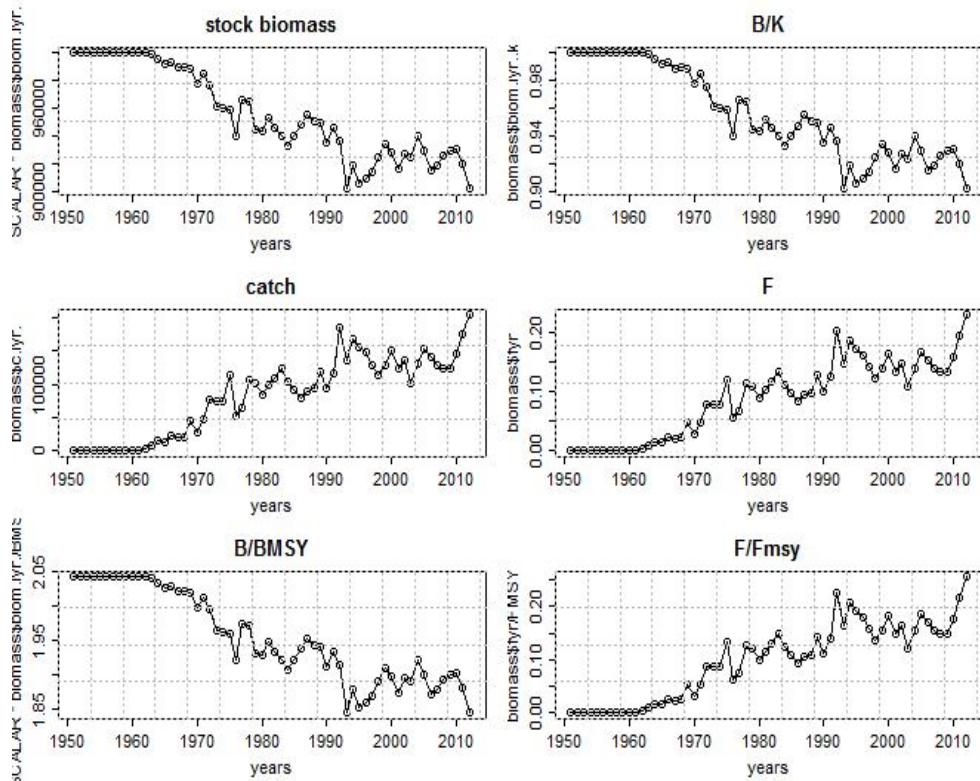


Figure 67. Stock status trajectory for SKJE, model 4, new data, new priors.

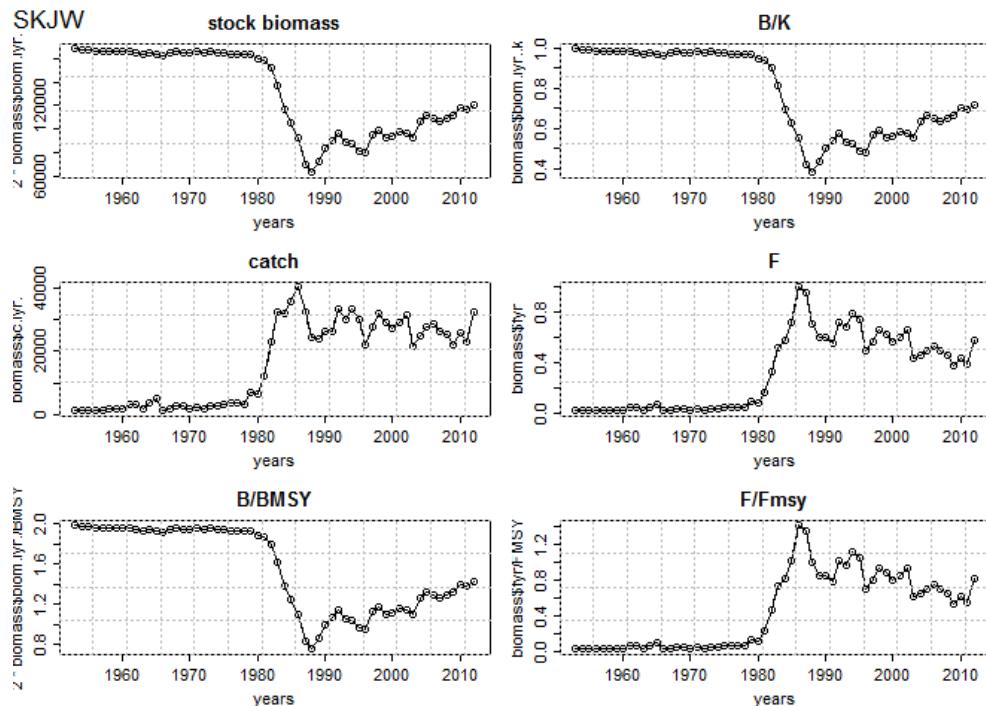
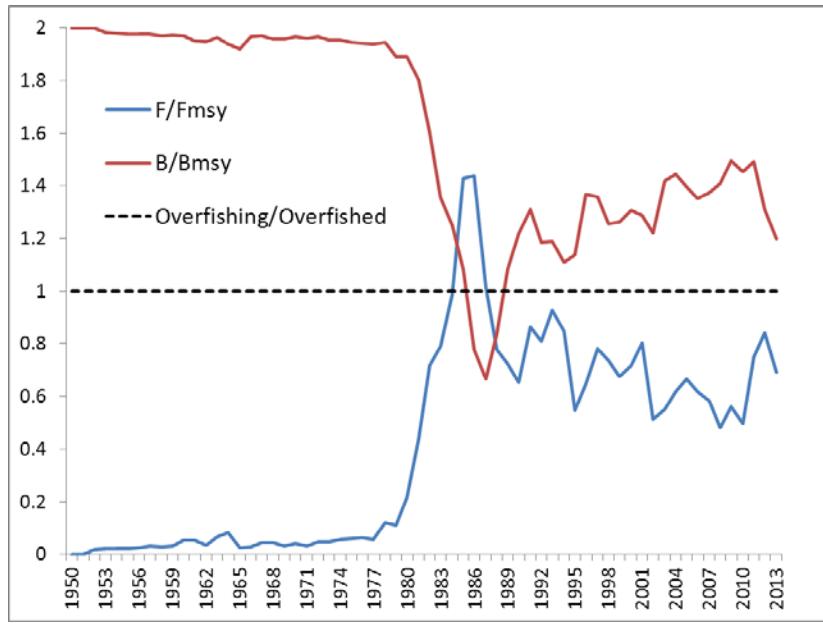
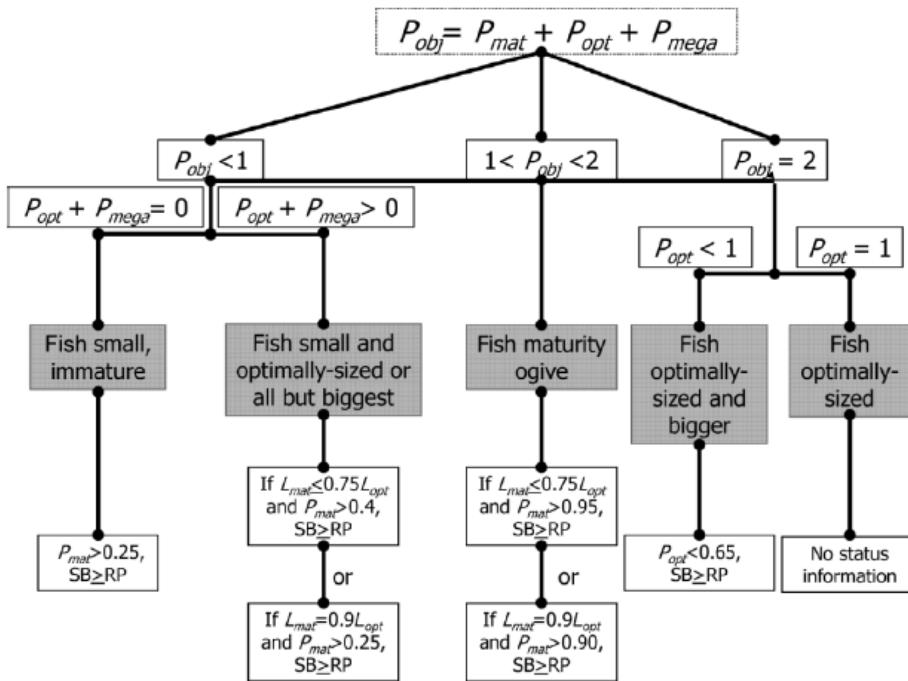


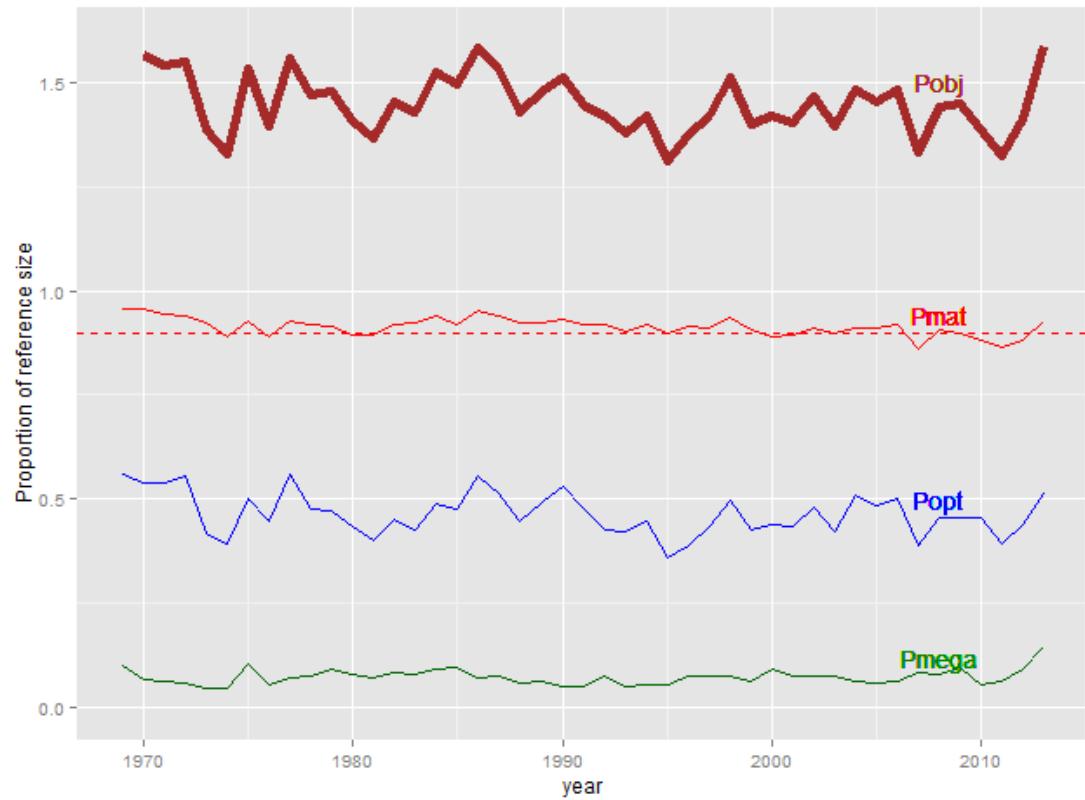
Figure 68. Stock status trajectory for SKJW, model 4, new data, new priors.



**Figure 69.** ASPIC estimates of relative fishing mortality and relative biomass for western skipjack run1, non bootstrapped.



**Figure 70.** Decision tree explained in the paper by Cope and Punt (2009).



**Figure 71.** Proportion of reference sizes for eastern skipjack fishery.

**AGENDA**

1. Opening, adoption of Agenda and meeting arrangements
2. Review of biological historical and new data for SKJ
  - 2.1 Growth
  - 2.2 Natural mortality
  - 2.3 Ecology (i.e. FAD effect on the SKJ ecology, environment)
  - 2.4 Revision of the SKJ stocks structure (2 vs. 5 components)
3. Review of direct fishery information
  - 3.1 Task I (catches)
  - 3.2 Task II (catch-effort and size samples)
  - 3.3 Other information (tagging)
4. Fishery indicators
  - 4.1 Historic changes in SKJ surface fishing grounds and in total area distribution (e.g. LL SKJ catches by decade)
  - 4.2 YFT and BET CPUEs for surface fisheries
  - 4.3 Others (e.g. mean weight for SKJ and YFT by fleet, apparent total mortality, etc.)
5. Review of SKJ catch per unit effort series
6. Stocks assessment
  - 6.1 Stock assessment models
  - 6.2 Stocks assessment results
  - 6.3 Indicators of performance of Atlantic skipjack tuna towards developing specifically built Harvest Control Rules
7. Recommendations
  - 7.1 Research and statistics
  - 7.2 Management
8. Other matters
  - 8.1 Presentation of the AOTTP Feasibility Study
  - 8.2 Preparing the TOR to establish an statistical CAS building procedure for the tropical tuna species (YFT, BET, SKJ)
9. Adoption of the report and closure

## **Appendix 2**

### **LIST OF PARTICIPANTS**

#### **SCRS CHAIRMAN**

##### **Santiago Burutxaga, 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**

#### **BRAZIL**

##### **Agrelli Andrade, Humber**

UFRPE/DEPAq, Laboratorio de Oceanografía Pesqueira (LOP), Rua Dom Manuel de Medeiros, s/n, Dois Irmaos, Recife-PE, Brazil  
Tel: + 55 48 3721 9942, Fax: + 55 48 3721 9566, E-Mail: humber.andrade@gmail.com

#### **CÔTE D'IVOIRE**

##### **Amandè, Monin Justin**

Chercheur Halieute, Centre de Recherches Océanologiques de Côte de'Ivoire, Département Ressources Aquatiques Vivantes - DRAV29 Rue des Pêcheurs, BP V 18, Abidjan , Côte d'Ivoire  
Tel: +225 21 355 880, Fax: +225 21 351 155, E-Mail: monin.amande@yahoo.fr; monin.amande@cro-ci.org

#### **EUROPEAN UNION**

##### **Delgado de Molina Acevedo, Alicia**

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C.O. de Canarias Vía Espaldón, Dársena Pesquera, PCL 8, 38180 Santa Cruz de Tenerife Islas Canarias, Spain  
Tel: +34 922 549 400, Fax: +34 922 549 554, E-Mail: alicia.delgado@ca.ieo.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

##### **Gaertner, Daniel**

I.R.D. UR n° 109 Centre de Recherche Halieutique Méditerranéenne et Tropicale, Avenue Jean Monnet - B.P. 171, 34203 Sète Cédex , France  
Tel: +33 4 99 57 32 31, Fax: +33 4 99 57 32 95, E-Mail: daniel.gaertner@ird.fr

##### **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

##### **Murua, Hilario**

AZTI - Tecnalia /Itsas Ikerketa Saila, Herrera Kaia Portualde z/g, 20110 Pasaia Gipuzkoa, Spain  
Tel: +34 667 174 433, Fax: +34 943 004801, E-Mail: hmurua@azti.es

##### **Pereira, Joao Gil**

Universidade dos Açores, Departamento de Oceanografia e Pescas 9900 Horta , Portugal  
Tel: +351 292 200 406, Fax: +351 292 200 411, E-Mail: pereira@uac.pt

##### **Scott, Gerald P.**

AZTI Tecnalia, 11699 SW 50th Ct, Cooper City, Florida 33330, United States  
Tel: +1 954 465 5589, Fax: E-Mail: gpscott\_fish@hotmail.com

#### **GHANA**

##### **Ayivi, Sylvia Sefakor Awo**

Fisheries Directorate, Ministry of Food & Agriculture, Marine Fisheries Research Div.P.O. Box BT 62, Tema  
Tel: + 233 2441 76300, E-Mail: asmasus@yahoo.com

##### **Bannerman, Paul**

Ministry of Fisheries, Marine Fisheries Research Division P.O. Box BT 62, Tema, Ghana  
Tel: +233 244 794859, Fax: +233 302 208048, E-Mail: paulbann@hotmail.com

## **GUINEA (REP.)**

### **Camara, Youssouf Hawa**

Directeur Général Adjoint, Centre National des Sciences Halieutiques de Boussoura (CNSHB), CNSHB - BP 3738/39, Conakry, Republic of Guinea

Tel: +224 62 53 2210, E-Mail: youssoufh@hotmail.com; youssoufh@yahoo.fr

## **MAURITANIA**

### **Brahim, Mohamed Tfeil**

Institut Mauritanien de Recherches Océanographiques et des Pêches (IMROP), BP 22, CANSADO, Nouadhibou, Mauritania  
Tel: +222 22 62 1028, E-Mail: ouldtfeil@gmail.com

## **NIGERIA**

### **Okpe, Hyacinth Anebi**

Chief Fisheries Officer, Fisheries Resources Monitoring, Control & Surveillance (MCS) Division, Federal Ministry of Agriculture and Rural Development, Department of Fisheries Lagos Victoria Island, Nigeria  
Tel: +234 70 6623 2156, Fax: +234 09 314 4665, E-Mail: hokpe@yahoo.com

## **SENEGAL**

### **Ndaw, Sidi**

Chef du Bureau des Statistiques à la Direction des Pêches, Ministère de la Pêche et des Affaires Maritimes, Direction des Pêches Maritimes1, Rue Joris, Place du Tirailleur, B.P. 289, Dakar , Senegal  
Tel: +221 33 823 0137, +221775594914, Fax: +221 33 821 4758,

### **Sow, Fambaye Ngom**

Chercheur Biogiste des Pêches, Centre de Recherches Océanographiques de Dakar Thiaroye, CRODT/ISRALNERV - Route du Front de Terre - BP 2241, Dakar, Senegal  
Tel: +221 3010 81104, Fax: +221 33 832 8262, E-Mail: famngom@yahoo.com

## **UNITED STATES**

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

Chief, Highly Migratory Species Branch, Sustainable Fisheries Division, NOAA Fisheries Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149, United States  
Tel: +1 305 361 4590, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: craig.brown@noaa.gov

### **Die, David**

Cooperative Unit for Fisheries Education and Research University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami, Florida 33149, United States  
Tel: +1 305 421 4607, Fax: +1 305 421 4221, E-Mail: ddie@rsmas.miami.edu

### **Hoenig, John**

Professor of Marine Science, Department of Fisheries Science, Virginia Institute of Marine Science, PO Box 1346 (1375 Greate Rd), Gloucester Pt. VA23062, United States

### **Lauretta, Matthew**

NOAA Fisheries Southeast Fisheries Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149, United States  
Tel: +1 305 361 4481, E-Mail: matthew.lauretta@noaa.gov

### **Sculley, Michelle**

University of Miami, Rosenstell School of Marine and Atmospheric Science, 4600 Richenbacker Causeway, Miami, Florida 33149, United States  
Tel: +1 305 421 4831, Fax: 4600 Richen, E-Mail: mjohnston@rsmas.miami.edu

### **Walter, John**

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149, United States  
Tel: +305 365 4114, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: john.f.walter@noaa.gov

## **EXTERNAL EXPERT**

### **Million, Julien**

2 Rue du Bouffay, 44000 Nantes, France  
Tel: +33 6 7585 6119, E-Mail: julienmillion2@gmail.com

\*\*\*\*\*

**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

**Palma, Carlos**  
**Pallarés, Pilar**

**Appendix 3**

**LIST OF DOCUMENTS**

- SCRS/2014/034 Skipjack (*Katsuwonus pelamis*) bycatch estimates from the albacore Spanish surface fishery in the North East Atlantic: 2005-2012 years. Ortiz de Zárate V., Perez B. and Quelle P.
- SCRS/2014/063 Faux Poisson landed in Abidjan for the period 1982-2013. Preliminary data. Chavance P., Dewals P., Amande M. J., Delgado de Molina A., Damiano A., Tamegnon A.
- SCRS/2014/066 Statistiques de la pêche thonière industrielle ivoirienne en 2013. Amandé M.J., Diaha N.C., Konan K.J., Irié B.Y.D. et Dewals P.
- SCRS/2014/072 Review of life history data and stock structure of Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*). Gaertner D.
- SCRS/2014/073 Indirect estimates of natural mortality rates for Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*), using life history parameters. Gaertner D.
- SCRS/2014/074 On the movement patterns and stock structure of skipjack (*Katsuwonus pelamis*) in the Atlantic: how many skipjack stocks in the Atlantic Ocean? Fonteneau A.
- SCRS/2014/075 An overview of skipjack growth in the Atlantic: knowledges & uncertainties. Fonteneau A.
- SCRS/2014/076 Statistiques de la pêcherie thonière guinéenne de 2010 à 2013. Camara Y., Chavance P., Amandé M.J., Dewals P., Tamégnon A., Damiano A.
- SCRS/2014/077 Insight from PREFACE & AWA on tropical Atlantic tuna ecology and effects on western African fisheries economies. Brehmer P., Schmidt J., Fock H., Ferreria Santos C., Brochier T., Ngom F., Monteiro V., Augier P.A., Machu E., Capet X., Kraus G. and Keenlyside N.
- SCRS/2014/078 Estadísticas españolas de la pesquería atunera tropical, en el Océano Atlántico, hasta 2013. Delgado de Molina A., J.C. Santana J.C. y Ariz J.
- SCRS/2014/079 Datos estadísticos de la pesquería de túnidos de las Islas Canarias durante el periodo 1975 a 2013. Delgado de Molina A., Delgado de Molina R., Santana J.C. y Ariz J.
- SCRS/2014/080 Statistics of the European and associated purse seine and baitboat fleets, in the Atlantic Ocean. Delgado de Molina A., Floch L., Rojo V., Damiano A., Ariz J., Chassot E., N'Gom F., Chavance P., and Tamegnon A.
- SCRS/2014/081 Japanese longline CPUE for yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the Atlantic Ocean standardized using GLM up to 2013. Matsumoto T. *et al.*
- SCRS/2014/082 Standardized CPUE for bigeye tuna caught by the Japanese tuna longline fisheries operated in the Atlantic Ocean up to 2013. Matsumoto T. *et al.*
- SCRS/2014/086 Updated standardized catch rates for skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) caught in the southwest of South Atlantic Ocean. Carneiro V., Fialho E. and Andrade H.A.
- SCRS/2014/087 Catch composition of the baitboat fishery in the Southwestern Atlantic. Andrade H.A., Guimarães-Silva A.A. and Batista C.H.O.
- SCRS/2014/088 Updating of Tasks I and II for Ghanaian industrial tuna fisheries data 2006-2012. Chassot E., Ayivi S., Floch L., Damiano A and Dewals P.
- SCRS/2014/089 An analysis of historical tagging data to estimate migration rates for tropical tuna in the Atlantic: an example using bigeye tuna (*Thunnus obesus*). Sculley M. and Die D.

SCRS/2014/090	Standardized catch rates for bigeye tuna ( <i>Thunnus obesus</i> ) from the pelagic longline fishery in the Northwest Atlantic and the Gulf of Mexico. Walter J.
SCRS/2014/091	Standardized catch indices of skipjack tuna, <i>Katsuwonus pelamis</i> , from the United States pelagic longline observer program. Lauretta M.V. and Walter J.F.
SCRS/2014/092	Feasibility study for an AOTTP. Caillart B., Million J., Fonteneau A. and Sculley M.
SCRS/2014/093	Annual indices of skipjack tuna ( <i>Katsuwonus pelamis</i> ) larvae in the Gulf of Mexico (1982-2012). Ingram G.W.
SCRS/2014/094	Standardization of the EU PS EU fleet (Spain and France) data for 1990-2012 fishing in the Equatorial area. Andrade H.A.

## Appendix 4

### ESTIMATION OF PRIOR ON INTRINSIC POPULATION GROWTH RATE (R) FOR BAYESIAN SURPLUS PRODUCTION MODELS

A prior distribution on population growth rate ( $r$ ) was estimated for the East and West skipjack stocks jointly, using the Euler-Lotka formulation and methods described in McAllister *et al.* (2001). Monte Carlo resampling (with replacement) was used to incorporate uncertainty in life history parameters and corresponding estimation of the distribution of  $r$ . Using this approach, uncertainty in skipjack life-history was directly incorporated in the prior distribution. The prior distribution assumed the following life-history information and uncertainties:

1. The size-at-50% maturity was assumed to be to 42 cm (approximately 9.5 months old) and fully mature at 55 cm. A maturity schedule was developed based on these assumptions, which resulted in a maturity ogive of 0% mature between ages 0 to 6 months, a linear increasing maturity was assumed from 0% mature at 6 months to 100% maturity (fully mature) at 14 months, and fully mature from 14 months and older.
2. Demographic priors for  $r$  for skipjack tuna were obtained by resampling (with replacement) from distributions of basic life history inputs. This method operates by recasting the intrinsic rate of population increase into component parts for which we either have greater knowledge of or for which we can place reasonable distributions. Prior distributions for  $r$  were obtained by numerically solving the Euler-Lotka population growth equation using methods outlined in McAllister (2001, 2008) and McAllister (*pers. comm.*).
3. Inputs into the Euler-Lotka equation take the form of a standard life table representing survivorship, a fecundity and maturity schedule, lengths at age and weights at age derived from lengths and an empirical length-weight relationship. Inputs into the life tables are maturity, survival, weight and reproductive output. Weights at age were computed using the ICCAT length-weight conversions and the expected contribution of recruits per female was constructed using a Beverton-Holt stock recruitment relationship with a steepness equal to the random draw from the parameters described below. Distributions of the following parameters were repeatedly sampled to obtain  $r$ :
4. *Prior distribution on steepness ( $h$ )* was chosen to be distributed according to a beta( ) function with a mode of 0.9. This is based upon examination of the prior distribution for  $h$  used in the Western Pacific skipjack and yellowfin tuna assessments (beta(18, 4)) but allowing a greater density towards lower values of steepness.
5. *Prior distributions on growth rate parameters.* Paired values of  $k$ ,  $L_{inf}$ , and  $t0$  were chosen from published von Bertalanffy growth curves containing these values, obtained from a meta-analysis (Gaertner 2008) of skipjack (**Figure 6.8**). For each iteration, a set of von Bertalanffy parameters was randomly selected and the mean size-at-age was calculated.
6. *Prior distributions of mortality at age* were assumed normal ( $u_i$ , 0.04) random variables where  $u_i$  is the mortality at age  $i$ . In the prior assessment (2008) the vector of mortality at age for skipjack was assumed to be constant at 0.8 for all ages. In this assessment, mortality was estimated as a function of size, based on resampling of published length-at-age relationships (**Figure 6.9**).

7. 10,000 resampled estimates of  $r$  were obtained from the Monte Carlo analysis.
8. A histogram of the prior distribution on population growth rate  $r$  of skipjack from the Monte Carlo analysis is shown in **Figure 6.10**. For the BSP model a lognormal distribution was assumed approximated by a univariate t distribution having essentially the same parameters.

## Appendix 5

### STANDARDIZATION OF CANARY ISLANDS BAIBOAT DATA 1980-2013

#### Fishery data

Details of the fishery and the origin of the information are provided in document SCRS/2014/079. The database analysis integrates 149,832 observations each of them corresponding to individual trips, with the following fields: vessel code, day, month, year, effort (number of days), SKJ catches and total tuna catch. Vessels were assigned to two fleet categories, small scale and bigger vessels, with average trip duration of 1 and 10 days respectively. Mosaic plots of the yearly evolution of the observations classified by main factors are shown in **Figure Appendix 5-1**.

#### Model

Because of the significant proportion of sets with zero catch of skipjack [between 27% and 82% on average per year, **Figure Appendix 5-2**], the standardization method used a delta lognormal model distribution that can take into account zero observations. The factors that were considered in the analyses were year [1980-2013], quarter [2, 3, 4] and fleet [1, 2]. Quarter 1, the period with lower presence of SKJ in the area, was excluded from the analysis in order to overcome memory requirements to run the model. The effect target was not considered because it mirrored the distribution of the proportion of positives and resulted redundant.

A step-wise regression procedure was used to determine the set of explanatory factors and interactions that significantly explained the observed variability. For this, deviance analysis tables were created for the proportion of positive observations (e.g. positive sets/total sets), and for the positive catch rates. Interactions among factors were also evaluated, if an interaction was statically significant, and included the year factor in particular, it was then considered as a random interaction(s) within the final model. The relative indices for the delta model formulation were calculated as the product of the year effect calculated using the least square means from the binomial and the lognormal model components.

According to the deviance table, the following model was selected:

---

Binomial	Year, Quarter, Year: Quarter
Lognormal	Year, Quarter, Fleet, Year: Quarter, Year: Fleet

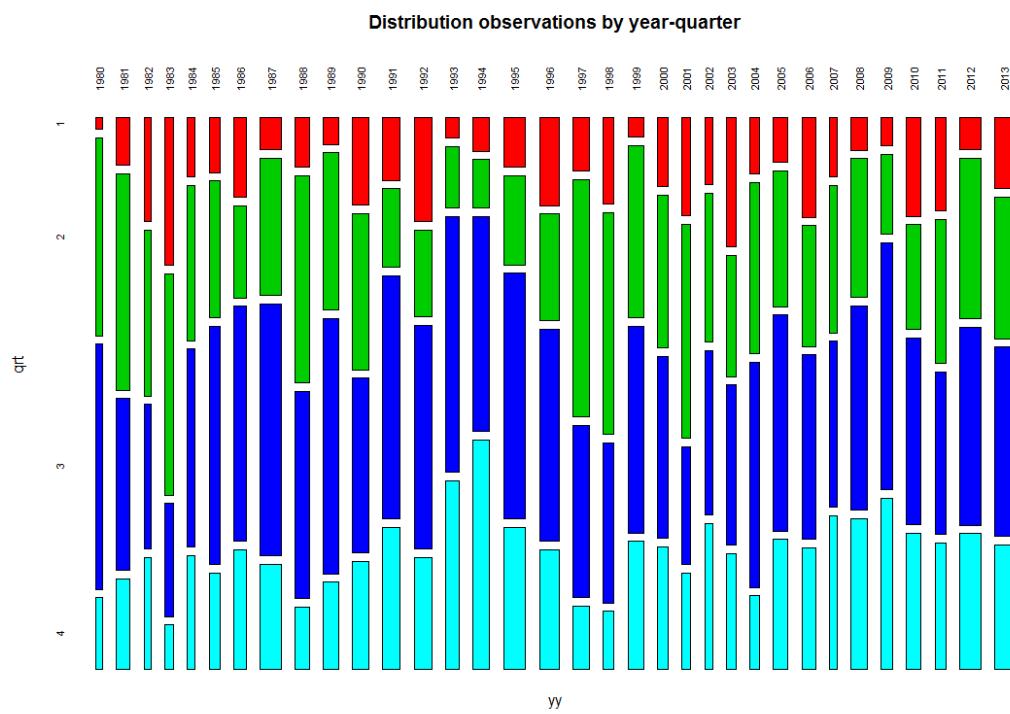
---

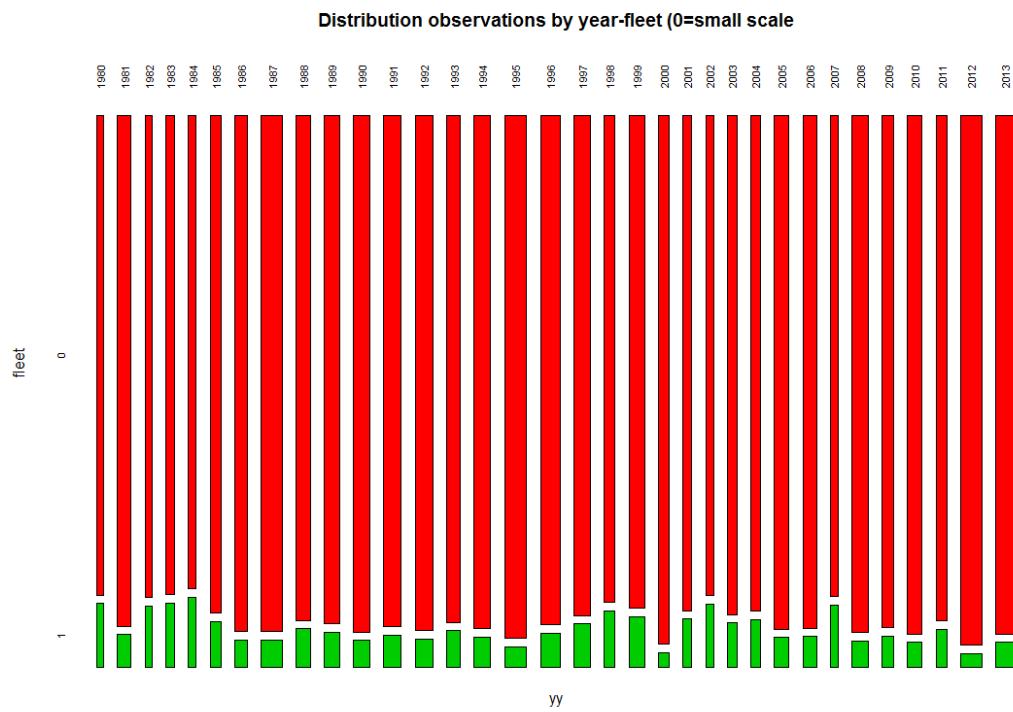
The results of the deviance analysis are shown in **Table Appendix 5-1**. The most significant explanatory factors for the binomial model on the proportion of positives included Year, Quarter and the interaction Year\*Quarter (considered as a random interaction). As for the lognormal model, the most significant explanatory factors were Year, Quarter and Fleet, as well as the interactions Year\*Quarter and Year\*Fleet.

No significant residual patterns were observed (**Figure Appendix 5-1**). The standardized CPUE values show somewhat less pronounced trends (compared to the nominal CPUE values). The estimates of the final Delta model are provided in **Figure 45** and **Table 33** of the report.

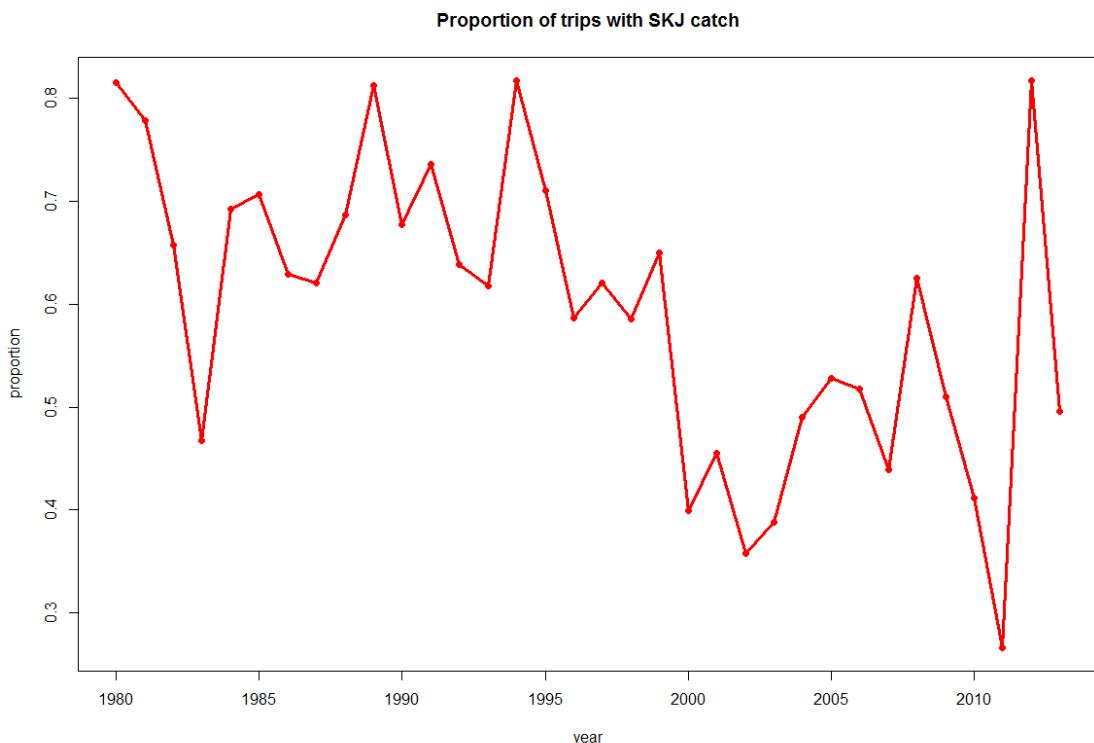
**Table Appendix 5-1.** Deviance tables for the binomial (top) and the lognormal (bottom) components of the Delta-lognormal model. Significant ( $p<0.05$ ) factors and interactions explaining  $>5\%$  of total deviance are highlighted.

Columna1	Df	Deviance	Resid. Df	Resid. Dev	Pr(>Chi)	PercDevExp
NULL	.	.	149831	191576.218	.	.
yy	33	13200.8127	149798	178375.4053	0	40.34493264
qrt	2	12988.8092	149796	165386.5961	0	39.69699764
fleet	1	402.097569	149795	164984.4985	1.92E-89	1.228909131
yy:qrt	66	6128.1585	149729	158856.34	0	18.72916059
Columna1	Df	Deviance	Resid. Df	Resid. Dev	Pr(>Chi)	PercDevExp
NULL	.	.	99276	193531.9699	.	.
yy	33	17740.3595	99243	175791.6104	0	67.05400486
qrt	2	381.54557	99241	175410.0648	6.88E-50	1.442144307
fleet	1	1774.82485	99240	173635.24	5.04E-231	6.708382323
yy:qrt	66	3773.66747	99174	169861.5725	0	14.26349429
yy:fleet	33	2462.7711	99141	167398.8014	2.25E-286	9.30864254
qrt:fleet	2	323.654699	99139	167075.1467	1.98E-42	1.223331676

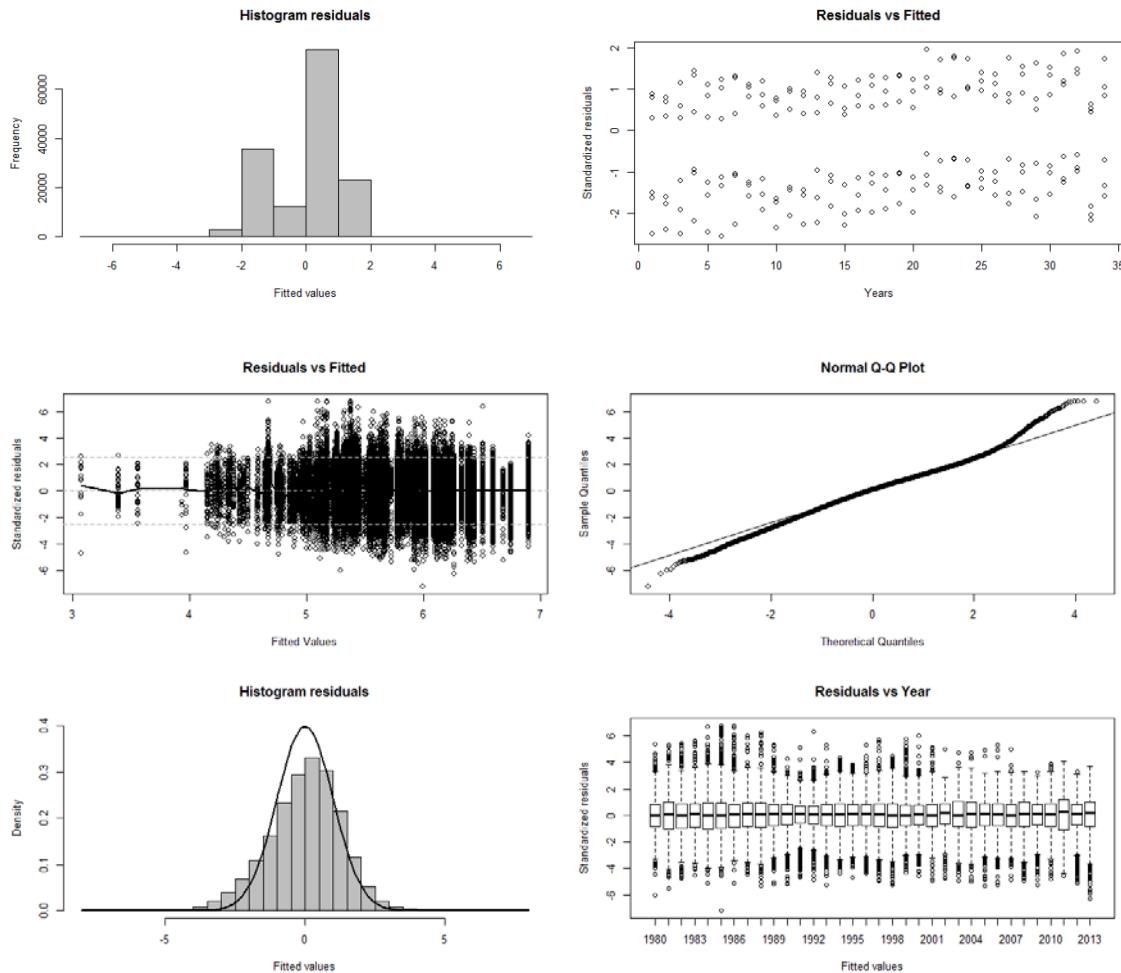




**Figure Appendix 5-1.** Mosaic plots of number of observations by year-quarter and year-fleet of the Canary Islands BB fleet.



**Figure Appendix 5-2.** Proportion of trips of the Canary Islands BB fleet with positive SKJ catches between 1980 and 2013.



**Figure Appendix 5-3.** Diagnostics of the binomial (upper panel) and lognormal (lower panel) models selected.

## Appendix 6

### Standardization of Dakar baiboot data

#### Fishery data

Catch and effort information was obtained from the Task II ICCAT database. Variables considered were total catch of SKJ, YFT and BET, effort, average price by Year, Quarter and Flag. In order to consider targeting effects in the analysis, a “target” variable was defined with 3 levels, depending of the weight proportion of SKJ in the catches: “0” if the proportion of SKJ was  $\leq 0.33$ , “1” if it was  $> 0.33$  and  $\leq 0.66$ , and “2” if  $> 0.66$ . Mosaic plots of the yearly evolution of the observations classified by main factors are shown in **Figure Appendix 6-1**.

#### Model

Because of the lack of records with zero catch of skipjack, the standardization method used a lognormal model distribution. The factors that were considered in the analyses were year [1969-2012], quarter [1, 2, 3, 4] and target [0, 1, 2]. The effect fleet was excluded from the standardization after a preliminary analysis of the period 1991-2012 (period with three different fleets: Spain, France, Senegal) that showed that the fleet effect was not significant.

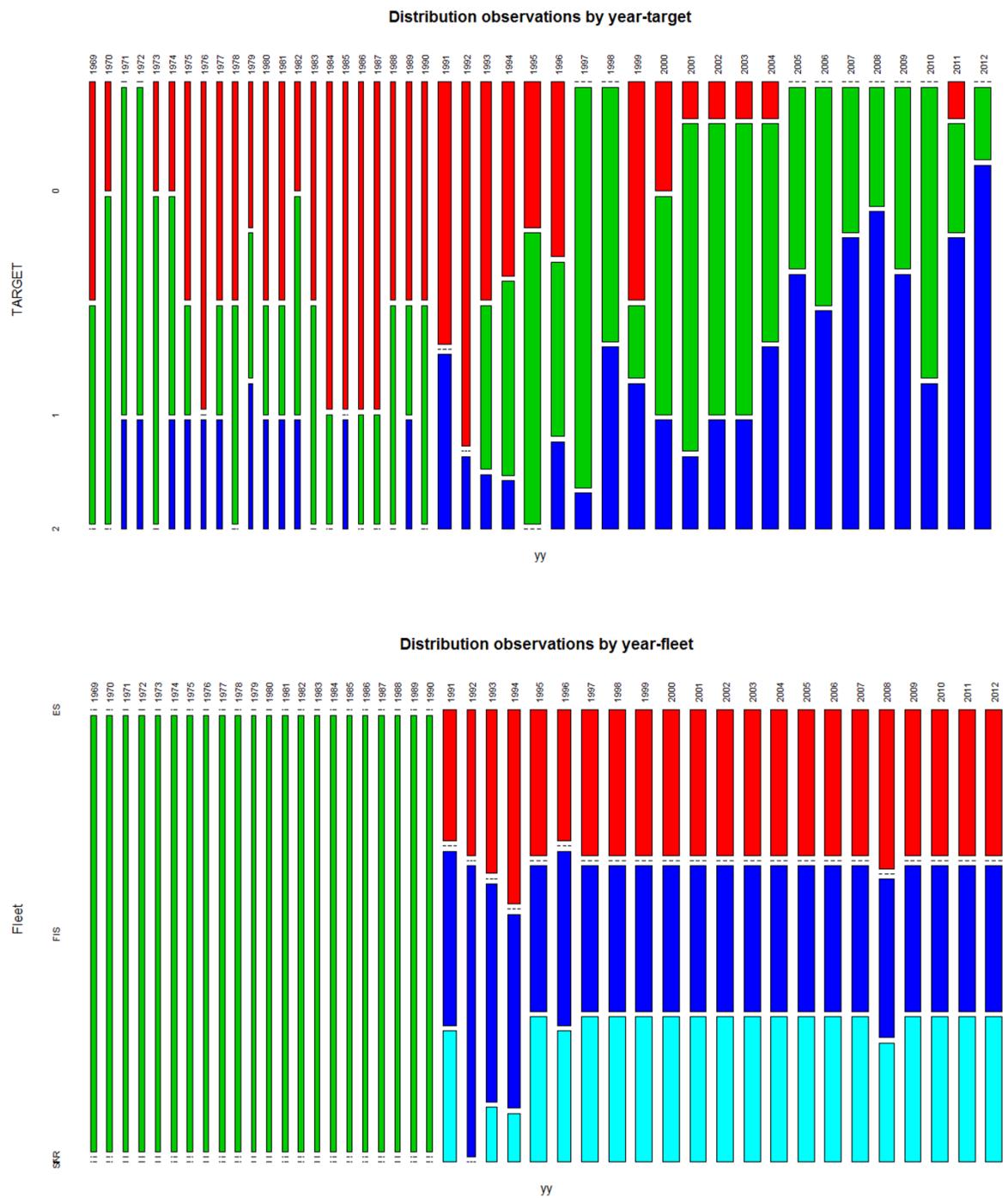
A step-wise regression procedure was used to determine the set of explanatory factors and interactions that significantly explained the observed variability. Interactions among factors were also evaluated, if an interaction was statically significant, and included the year factor in particular, it was then considered as a random interaction(s) within the final model. The results of the deviance analysis are shown in **Table Appendix 6.1**.

The following model was selected:  $\log(\text{SKJ.CPUE}) \sim \text{yy} + \text{qrt} + \text{TARGET} + (\text{1} | \text{yy} : \text{qrt})$

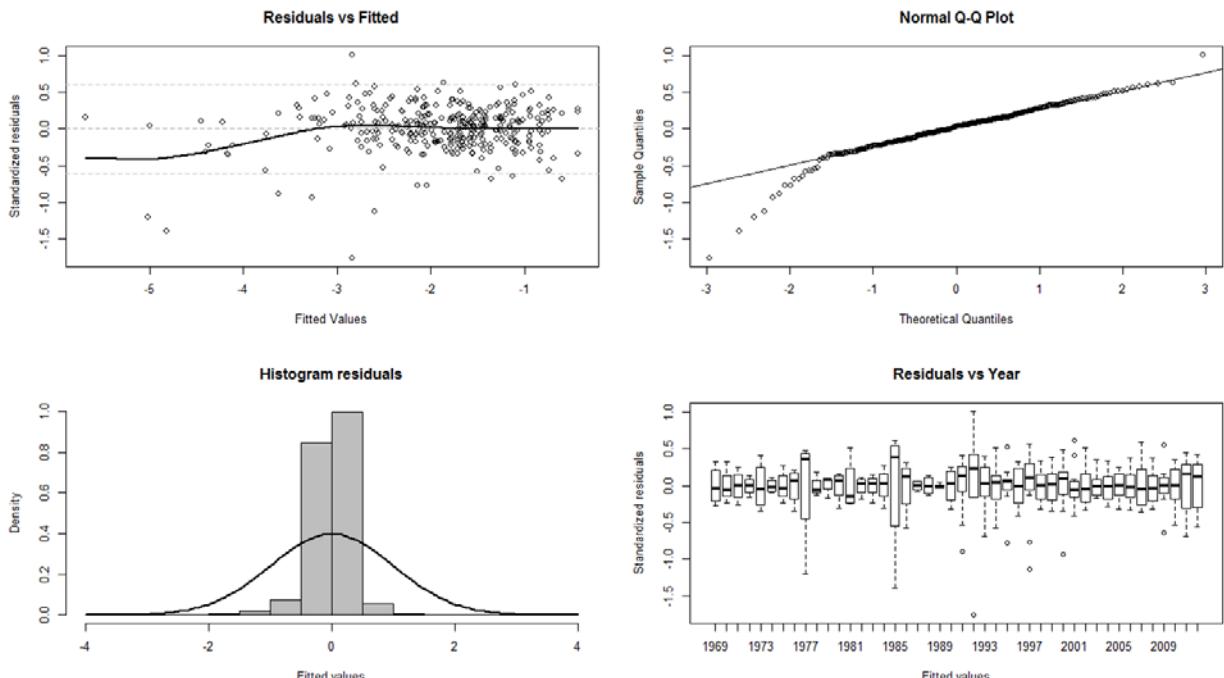
No significant residual patterns were observed (**Figure Appendix 6-2**). The standardized CPUE values are shown in **Figure 45** and **Table 33** of the report.

**Table Appendix 6-1.** Deviance tables for the lognormal components of the Delta-lognormal model. Significant ( $p < 0.05$ ) factors and interactions explaining  $>5\%$  of total deviance are highlighted.

Column1	Df	Deviance	Resid. Df	Resid. Dev	Pr(>Chi)	PercDevExp
NULL	NA	NA	242	106.095747	NA	NA
yy	21	33.3207244	221	72.775022	3.47E-88	32.93948567
qrt	3	12.8940436	218	59.880979	6.07E-40	12.74651657
Fleet	2	0.83645589	216	59.044523	2.45E-03	0.82688559
TARGET	2	22.5247818	214	36.519741	4.76E-71	22.26706473
PrixSKJc	2	0.54542651	212	35.974314	1.98E-02	0.53918601
yy:qrt	62	16.902247	150	19.072067	2.93E-23	16.70886017
yy:Fleet	41	11.8052183	109	7.266849	1.36E-17	11.67014902
yy:TARGET	23	1.6189521	86	5.647897	4.45E-01	1.60042888
yy:PrixSKJc	0	0	86	5.647897	NA	0
qrt:Fleet	6	0.53495517	80	5.112942	2.62E-01	0.52883448
qrt:TARGET	5	0.08080638	75	5.032135	9.48E-01	0.07988184
qrt:PrixSKJc	0	0	75	5.032135	NA	0
Fleet:TARGET	4	0.09378002	71	4.938355	8.53E-01	0.09270703
Fleet:PrixSKJc	0	0	71	4.938355	NA	0
TARGET:PrixSKJc	0	0	71	4.938355	NA	0



**Figure Appendix 6-1.** Mosaic plots of number of observations by year-target and year-fleet of the Dakar BB fleet.



**Figure Appendix 6-2.** Diagnostics of the lognormal model used to standardize the BB Dakar CPUE index.

## Appendix 7

### Procedure used to split the purse seine nominal effort by fishing mode: FAD and free school

The effort unit considered has been the fishing day.

The criteria used to split the purse seine fishing effort by fishing mode are based on observer data. Two variables have been considered in the estimation: a) the proportion of time used in handle FADs vs time spend searching free schools, b) the proportion of time devoted on making sets including both null sets and sets with catch. Estimation have been made by fleet (France and Spain) and fishing mode (Gaertner *et al.*, 2000).

Task 2 C/E data reported to ICCAT for the European and associated purse seine fleets include the information needed to carry out the procedure.

The method used to split the searching days by fishing mode has been the follow:

1. Squares without catch: When there is not catch in the square, a 3% of total effort is assigned to FAD and a 97% to free school. These percentages have been obtained from observer's data. The percentages mean that the boat is continuously searching for schools even when the boat is sailing towards a FAD and only a low percentage of the daily time is spent in FADs operations.
2. Squares with catch: The separation of effort by fishing mode is done applying the proportion of time spent in making the sets under each fishing mode:

$$\text{F.D. FADs} = \text{F.D. total} * (\text{FADs sets duration} / (\text{FADs sets duration} + \text{Free school sets duration}))$$

The use of the duration of the sets rates instead of other alternative methods such as the catch rate have been decided in order to take into account both the total amount of catch as well as the time spend in making the null sets.

The duration of the sets is obtained from observer data. Observers take record of the duration of the set from the beginning (when the “panga”, auxiliary boat to pull the net, is put in the water) to the end (when the “panga” is recovered).

For the null sets, the duration is calculated as the median value of the distribution of the duration of the null sets in the observer data. The duration of null sets is different for FADs and Free school.

For positive sets (Capture > 0.9 t), the duration is estimated by the following relationship:

$$\text{Duration (mn)} = \beta_0 + \beta_1 * \text{Catch (t)}$$

Adjusted by weighted Least Square (WLS= OLS with weighting factors from a robust regression type LTS). For positive sets, the factor fishing mode (FAD, Free school) had not significant effect.

For both, null and positive sets the duration differs depending of the fleet (France and Spain).

Since 1990, different relationships and null sets values have been used if the data obtained by the different observer programs detected significant changes in the values used. Currently, the values used are:

	France	Spain
Null set FAD	103 minutes	121 minutes
Null set FS	108 minutes	109 minutes
Positive set	Duration= 137.030+ 0.966*Catch (t)	Duration= 122.716+ 0.599*Catch (t)

These values are used for 2005 onwards.

## References

Gaertner, D., P. Pallarés, J. Ariz, A. Delgado de Molina, V. Nordström-Fonteneau, 2000. Estimation de la durée des calées chez les senneurs français et espagnols opérant dans l'océan Atlantique, à partir des observations scientifiques du programme européen sur le patudo (1997-1999). ICCAT. Col. Doc. Cient. Vol. (LI).p : 402 – 415.