

REPORT OF THE 2012 WHITE MARLIN STOCK ASSESSMENT MEETING

(Madrid, Spain – May 21-25, 2012)

SUMMARY

The White Marlin Stock Assessment Meeting was held in Madrid, Spain from May 21-25, 2012. The main objective of the meeting is the assessment of the stock of Atlantic white marlin. The work of this meeting focused on a peer revision; the first to take place following the approval by the Commission of the requests of the SCRS and the adoption of Resolution by ICCAT on Best Available Science [Res. 11-17].

RESUME

La Réunion d'évaluation du stock de makaire blanc a eu lieu à Madrid (Espagne) du 21 au 25 mai 2012. Le principal objectif de la réunion était d'évaluer le stock de makaire blanc de l'Atlantique. Le travail de cette réunion a fait l'objet d'un examen par les pairs, le premier des examens réalisés après l'approbation, par la Commission, des demandes du SCRS et l'adoption de la [Rés. 11-17] sur la meilleure science disponible.

RESUMEN

La Reunión de evaluación del stock de aguja blanca. La reunión se celebró en Madrid, España, del 21 al 25 de mayo de 2012. El principal objetivo de la reunión era evaluar el stock de aguja blanca del Atlántico. El trabajo de esta reunión fue objeto de una revisión por pares, la primera de las realizadas tras la aprobación por parte de la Comisión de las peticiones del SCRS y la adopción de la Resolución [11-17] sobre la mejor ciencia disponible.

1. Opening, adoption of Agenda and meeting arrangements

Dr. Pilar Pallarés, on behalf of the ICCAT Executive Secretary, opened the meeting and welcomed participants.

The meeting was chaired by Dr. Freddy Arocha (Venezuela). Dr. Arocha welcomed the Working Group participants and reviewed the objectives of the meeting.

During the review of the Agenda, the SCRS Chair called the Group's attention to the structure defined by the Working Group on Stock Assessment Methods for the detailed reports. The Group considered that, at this stage, it would be difficult to adapt the Agenda to the new structure. Nevertheless, the Group recommended the rapporteurs this structure to take into account and to try to include, inasmuch as possible, the information considered by the Methods Working Group into the current Agenda items. The Agenda (**Appendix 1**) was then adopted without changes. The List of Participants is attached as **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, 7 and 8
M. Ortiz, C. Palma, D. Die and K. Ramírez	Item 2
E. Prince, J. Hoolihan and C. Sun	Item 3
G. Díaz, H. Agrelli and P. Travassos	Item 4
C. Brown, M. Schirripa and D. Die	Item 5
F. Arocha and K. Ramírez	Item 6

2. Update of white marlin basic information

2.1 Task I (catches)

The Secretariat provided a detailed report of updated Task I catch statistics (including dead discards) for the reporting period 1956-2011 (**Table 1** and **Figure 1**), data from 2011 are preliminary and incomplete. As agreed in the work plan, the stock assessment was performed on data from the period 1956-2010. For those CPCs that did not report catches in 2010, these data were not carried over from the previous years. Also, catches include the proportion of catches reported as unclassified billfish that were reclassified as white marlin in 2010 (2008-2010 for Brazil) following the same decisions and recommendations adopted by the Working Group during the White Marlin Data Preparatory Meeting in 2011 (Anon. 2012). Total catches (including dead discards) were then also presented by gear type (**Table 2**, **Figures 2** and **3**), with longline continuing to represent the dominant gear. Information on live discards was presented for the CPCs that provided that information (**Table 3**). Information on total live discards and post-release survival of white marlin from longline was not available. Therefore, the Group was unable to estimate post-release mortalities to include in the assessment. The Group decided to update the estimates of white marlin by-catch from the purse-seine tropical fisheries (see section 2.1.1 for further details).

The Group reviewed the catch and effort data and discussed the collection of data provided by the CPCs on marlins catches, following the ICCAT Recommendations [Rec. 98-10, Rec. 00-13, and Rec. 04-09] and how this has impacted the total removals reported in Task I. It was noted that few CPCs currently report dead discards for white marlin. It was recommended that CPCs report discards based on data collected from observers and logbooks, distinguishing between landings, dead discards, and live discards.

The Group noted that there has been a reduction of fishing effort for some fleets (particularly for the longline fleets in the Atlantic), particularly for Chinese Taipei due to reductions of fishing capacity and the effect of ICCAT management measures.

The Group considered the availability of information provided by CPCs in 2012 for the data input and evaluation of white marlin. Several consultations over fishing effort and reported catch were done by the Group.

The reported catches of white marlin had significantly decreased since the years 2000-2002. Overall for the main longline fleets, as the average reductions were over 75% compared to the late 1990s (see **Figure 17**). It is true, however that during this time period there were also significant reductions in the fishing effort for the longline gear, as shown by the estimates of total hooks deployed by these fleets (see **Figure 17**). However, proportionally, the reduction in fishing effort from these longline fleets does not fully account for the reductions of white marlin catches. In addition, the Group noted that the reporting of discards submitted by CPCs is very limited and so far no other information of changes in fishing practices or catchability has been provided that can completely account for the reductions of white marlin catches, since the implementation of management regulations by the Commission in 1998-1999. Therefore, the Group concluded that reported catches after 1998-1999 may not include increased discards at sea particularly from longline fleets as a consequence of the implementation of management recommendations, and thus total removals in Task I statistics may be underestimated since 1998-1999.

To evaluate this uncertainty, the Group produced a range of estimates of the potential total removals (landings + discarded dead) following the implementation of the management regulations. The approach for this estimation was as follows: The lower estimate of the catch was set equal to the reported catch (e.g., Task I) for the major longline fleets, while the upper estimate was calculated from the observed white marlin catch rates from these fleets in the period before implementation multiplied by the annual fishing effort for each given fleet beginning in 1998. The white marlin catch rates were calculated by dividing the total catch of each fleet during 1995-1997 by the total reported hooks fished during the same period. The longline fishing effort (in hooks) was obtained from the 2011 estimates of Eff-Dis (**Figure 4**). If yearly estimates of total catch produced by this approach did not exceed the Task I reported catch for a fleet, the reported catch was maintained. The Group also produced estimated catch series of the mean of the reported Task I and the estimated upper limit. This “middle” scenario would be most appropriate if half of the unreported discards represented in the upper estimates were discarded alive. The Group was unable to quantify the relative likelihood of each scenario. The Group also noted that the scale of the estimates is sensitive to the range of years used to calculate the assumed catch rates.

The list of major longline fleets for which estimates were made, the catch per hook calculated across 1995-1997, and any increase in catch between the reported and upper estimates are shown in **Table 4**. The middle estimates

are not shown, as these are simply half the increases of the upper estimates. The catch trends of the major longline fleets under each scenario are shown in **Figure 5**. It should be noted that EU-Portugal longline catches are included in this summary figure, but there was no information from the 1995-1997 with which to produce estimates of total removals; therefore, reported catches for E.U. Portugal were used. Brazil began reporting discards in 2006, therefore the Brazil reported Task I catches were maintained for 2006 onward. U.S. longline catches are also included in this figure, but no estimates were made for this fleet, as the U.S. reports dead discards in Task I.

2.1.1 Estimation of white marlin by-catch from the tropical tuna purse seine

There have been a few recent studies reporting estimates of billfish by-catch from purse seine, obtained from data collected by on-board observers (Amande et al 2010, Delgado et al 2001, Delgado et al 2005, Gaertner et al 2003) and landings of “faux poissons” in Abidjan (Chavance et al 2011). Only some of the studies based on observer data contain information on the species composition of the billfish by-catch so as to separate white marlin (Amande et al 2010, Chassot et al 2009, Delgado et al 2005.), while Gaertner et al (2003) only separate marlins from sailfish. There is no species specific information on billfish landings contained in the “faux poisson” of Abidjan (Chavance et al 2011, Chassot et al 2009).

Estimates of the amount of billfish by-catch from on-board observer data has been done for different components of the purse seine fleet and for different periods (**Table 5** and **Figure 6**).

A large portion of the billfish by-catch, ranging from 67% (Amande et al 2010) to 70% (Delgado et al 2005) is retained on-board. A large portion of these catches are then landed in Abidjan where it is reported as a component of the “faux poisson” (Chassot et al., 2009, Chavance et al 2009). The majority of the remainder of the by-catch (22%) is discarded dead at sea or retained for consumption on-board (5%), only about 1% is released alive (Delgado et al 2005).

The only studies (Delgado et al 2005, Chassot et al. 2009, Amande et al 2010) that report identification of individual species in the billfish by-catch of purse seiners suggest only a few of the about seven hundred identified billfish observed are white marlin (**Table 6**). This implies that the percentage of billfish caught in purse seine that are white marlin is only of a few percent in numbers and even less in biomass. The estimates of Amande et al 2010 are most useful because they represent both French and Spanish fleets and are separated by fishing mode. The percentage in weight of the billfish by-catch that represents white marlin caught in free schools is estimated by Amande et al (2010) to be 1.8% and for FAD associated schools of 3.3%. In contrast estimates from Delgado et al (2005) for the Spanish purse seine fleet were of 3.1 % for free schools and 11.1 % for FAD associated schools. In their study of the French fleet, Chassot et al (2009) did not identify a single white marlin among the billfish by-catch.

The average weight of individual white marlin identified by Delgado et al (2005) and Amande et al (2010) was surprisingly high. Amande et al (2010) reported six white marlin weighting 600 kg, which gives an average of 100 kg a fish. Delgado et al (2005) do not report weights of the observed catch. However, they do report the relative contributions in weight and numbers of each billfish species. This allows for calculation of relative weights suggesting that the average weight of a white marlin is 0.6-0.7 times the weight of a blue marlin, whereas sailfish are 0.15 times the weight of a blue marlin. Given that the average weight of a blue marlin calculated from the data from Amande et al (2010) is 135 kg, this means that the white marlin observed by Delgado would also be about 100 kg. Such high average weights for white marlin are not common in the catches of any of the other gears that catch this species in the area where the purse seine operate. The length frequency distribution of white marlin obtained from Task II data for the area between 10°N and 10°S and 25°W and 10°E for all gears show a mode at 160 cm which correspond to a weight of 22.4 kg (**Figure 7**). This same data show that the proportion of large fish (> 200 cm and > 44 kg) is only about 3% since the year 2000, although it was about 35% in the 1970s (**Figure 8**). This seems to suggest that 100 kg white marlin are rare. It is therefore critical that future studies on purse seine billfish by-catch confirmed that white marlin are indeed caught on-board these vessels, and that previous reports do not correspond to misidentified blue marlin.

In conclusion, billfish are an important component of the by-catch of purse seiners and many are retained and landed, primarily in Abidjan. The majority of these fish are not white marlin and the percentage in weight of white marlin is only a few percent of the total weight of the billfish by-catch. The Group agreed to use the percentages obtained by Amande et al (2010) of 1.8 % for free schools and 3.3 % for FAD associated schools to calculate the catch of white marlin for the purse seine fleets together with the ratios of billfish by-catch to tuna catch as proposed before by Delgado et al (2001), Delgado et al (2005), Gaertner et al (2003) and Amande et al

(2010). Estimates obtained through this process for 2000 to 2010 are shown in **Figure 6** and **Table 7**. Estimates of billfish by-catch here obtained are larger than those provided by Amande et al (2010) but similar to those obtained for an earlier period by Gaertner et al (2003).

2.2 Task II (catch-effort and size samples)

The Secretariat provided summary of updated Task II catch and effort data and Task II size/CAS data. For size samples, the size compositions and size frequency preliminary analysis were presented in document SCRS/2012/062.

Document SCRS/2012/062 presented a detailed analysis of size frequency data submitted to the Secretariat. Over 130000 white marlins were measured from 1970 to 2010. All data were converted to lower jaw-fork length (LJFL cm) measurements using the size and weight-size conversion factors adopted by the SCRS. Samples less than 50 or greater than 400 LJFL cm were considered outliers, and thus excluded from the analyses. A review of frequency samples by fleet, gear, year and quarter highlighted two series that clearly indicated larger departures from the general trend, and likely included either error in the measurement reported or misidentification of the species. These series were the Ghana gillnets size samples for 1999 quarter 2, and also Brazil longline size samples for 1995 quarter 2. These series were excluded from further analyses. The Group reviewed the different size frequencies and requested further analyses. **Figure 9** shows the distribution (mosaic plot) of size samples by year and major longline fleets. It was noted that there is no constant size samples provided by one single fleet. Therefore, it is possible that trends in mean size or size frequency distribution reflect changes in the source fleet, rather than the stock population. An examination of the sizes of fish taken by fleet, however, did not indicate any concerns. No examination of spatial patterns of fish sizes was undertaken but should be done in the future. The size frequency data were aggregated by main gears (longline, gillnet and sport/recreational fisheries) and year, in 5 cm size bins (50-325 LJFL cm) to be used as input for the catch-statistical model.

Document SCRS/2012/062 also presented a standardized median size annual trend for white marlin, based on the size frequency data. The standardization used a GLM with the fleet, gear, year, quarter and sex factors. Major differences were identified within gear-fleet combinations. The standardized mean size series indicated a decrease in size since the 1970, reaching lowest values in 1995. Since then, the mean size has increase slowly. The Group, however noted that changes in mean size may be due to the unbalance sampling from some of the major fisheries, and expressed caution in the interpretation of these results.

2.3 Other information (tagging)

The Secretariat provided updated tables of the conventional tag releases and recaptures reported by CPCs. Tag releases and recaptures are presented in **Figure 10**.

3. Review of biological data

3.1 Biology

For the purpose of this assessment, sizes at age and maturity were based on estimates provided by Die and Drew (2008). Consideration for sex ratio, spawning seasonality, sexual maturity and fecundity were based on the work of Arocha and Bárríos (2009).

A species identification guide for Atlantic istiophorids (authored by Freddy Arocha and Lawrence Beerkircher) was made available at the white marlin assessment meeting. This is an accurate and well written billfish identification guide that communicates to fishermen as well as scientists. As such, the Group suggests that ICCAT distributes this guide to all fleets to avoid the misidentification of istiophorid billfish. This is particularly important to avoid misidentification between roundscale spearfish and white marlin, which has caused the Group concern and resulted in a mixed species white marlin assessment for 2012.

SCRS/2012/040 document addressed sampling of Venezuelan artisanal longline fleets targeting tuna and tuna-like species (e.g., billfish). This is an enhanced species-specific monitoring program that summarizes at-sea sampling protocols and associated activities. It is well illustrated and provides a successful approach for at-sea sampling of artisanal fishing vessels (vessels < 15 m). The Group suggests that this approach be considered for many of the ICCAT Atlantic artisanal fleets that target pelagic species.

3.2 Tagging

SCRS/2012/067 document presented an analysis of capture-recapture data from white marlin to obtain von Bertalanffy growth parameter estimates. Mean asymptotic length and growth rate estimates were obtained by fitting observed growth measurements of recaptured fish from tagging data using the Fabens method. The model demonstrated high sensitivity to data inputs, and reasonable estimates were obtained only when strict filter criteria were applied. Mean asymptotic length from the most appropriate model was estimated at 218 cm with a growth rate constant of 0.33. Potential bias in the estimates may have resulted from imprecise and inaccurate size measurements, lack of contrast in the range of sizes, and the lack of age information on marked fish. Results should be compared with estimates from alternative model frameworks and size-at-age estimation methods.

4. Review of catch per unit effort series

Document SCRS/2012/048 presented standardized CPUE for the Brazilian longline fishery. The Group inquired about the reason the authors choose to use a Poisson distribution instead of a delta-lognormal approach. It was indicated by the authors that ‘number of fish’ is a discrete variable and, therefore, they felt that the use of a Poisson distribution was more appropriate. The Group also discussed that fishing areas used as a factor in the models might be too large and that the authors might want to consider exploring the use of smaller areas in future analysis. It was also noticed that the nominal and standardized CPUEs were quite different for some years. The Group briefly discussed what factors in the model could produce such differences. There was concern in the Group that the use of ‘Flag’ as a factor in the model did not entirely capture the variability associated to the high vessel turnover, changes in gear configuration and targeting, etc. In other words, potential changes in catchability might not be entirely accounted for in the model. The Group also showed some concern regarding the definition of ‘night’ and ‘day’ as a factor that described the time of setting. That is because the time of day used to define ‘day’ and ‘night’ seems to have been defined the same way without taking into consideration time of year and longitude. However, there was a general agreement that the potential effect of using a unique definition of ‘day’ and ‘night’ most probably was very small. One particular point that concerned the Group was the high interannual variability observed in the index which seemed to be not biologically plausible. This particular issue was acknowledged by the author in the document.

Document SCRS/2012/056 presented a standardized CPUE series for the Chinese Taipei longline fleet. The Group noticed a significant CPUE decrease in the last decade of the time series. The Group noticed that this decrease coincided with the adoption of the 1998 ICCAT management regulations for this species. In addition, reductions in fishing capacity of the Chinese Taipei longline contributed to an overall reduction in white marlin catches. The Group also noticed that swordfish catches also declined during the same period. This CPUE was developed using all white marlin catch. The Group observed that, although the nominal CPUE was low for the period 2000-2010, the standardized index for the same period was relatively higher. The Group noted that recent distribution of fishing effort has been in strata which were expected to have low white marlin catch rates.

Document SCRS/2012/060 presented an update of the U.S. longline fishery CPUE index estimated using observer data. The authors indicated that, although during the last years of the time series white marlin and spearfish are recorded separately for the last time of the time series, they were combined for this index because they choose to estimate and index for both species combined because during the earlier part of the time series such differentiation was not available and the Billfish Work Plan called for combining them. The index was estimated using all fish caught (i.e., discarded dead and well as released alive).

Document SCRS/2012/055 presented the results of how the inclusion of catch rates affects the results of a Bayesian state-space version of the Schaefer type. The authors indicated that the inclusion of CPUEs that only covered the last two or three decades of the time series have very limited or no effect on the outcomes of the model and that the landings seemed to be more informative to the model than CPUEs. The Group discussed that the lack of change in the estimated parameters when the different CPUE data points were included in the model might be the result of the lack of a signal in the CPUE series. Alternatively, the Group discussed the possibility that parameters could be estimated with enough precision in the earlier period of the time series so the addition of new CPUE data points did not result in changes in the estimates.

Document SCRS/2012/054 presented a CPUE series for the longline fleet of EU-Spain. The Group acknowledged the difficulties it faced to fully assess this document given that none of the authors attended the meeting. For example, the Group was unable to assess if dead discards and live releases were included in the estimation of the CPUE or the relationship between the two data sets used. In addition, the document did not

contain enough information that could explain the differences in the observed proportion positive between the two data sets.

In addition to the three CPUE series described above, there were 6 other CPUE series available for the Group that were either presented at the 2011 white marlin data preparatory meeting (see 'Report of the blue marlin stock assessment and white marlin data preparatory meeting') or were used in previous stock assessments.

In summary, the CPUE series available for the Group were (**Table 8** and **Figure 11**):

- 1) Chinese-Taipei, longline fishery, 1967-2010
- 2) Brazil, longline, 1978-2011
- 3) USA, longline, 1992-2010
- 4) Spain, longline, 1988-2010
- 5) Venezuela, gillnet, 1991-2010
- 6) Venezuela, longline, 1991-2010
- 7) Venezuela, sport, 1961-1995
- 8) USA, recreational, 1973-2010
- 9) Japan, longline, 1959-1999
- 10) Japan, longline, 1990-1999, 2000-2010

Details on the CPUEs for the Venezuela sport fishery and Japan longline fishery (1959-1999) can be found in the Report of the Fourth ICCAT Billfish Workshop (Anon. 2001) details on the US recreational index that can be found in the upcoming 2012 Collect Volume of Scientific Papers series, and for the rest of the indexes that were not presented in the meeting, details can be found in the 'Report of the Blue Marlin Stock Assessment and White Marlin Data Preparatory Meeting' (Anon. 2012).

The Group agreed that the implementation of [Rec. 98-10], which requires CPCs to reduce their white marlin landing to 1/3 of the 1999 levels and to release white marlin from longlines and purse seines that are alive at haulback, was expected to result in an increase of regulatory discards. Therefore, the Group agreed of the importance of considering if the available CPUEs were estimated using all white marlin catches instead of only data from retained fish.

Following the guidelines (presented in a form of a table) developed by the SCRS Working Group on Stock Assessment Methods (WGSAM), the Group assessed the available CPUE series for their inclusion in the assessment models. The Group decided to modify the table by reducing the scores from 1-5 to 1-3, and by adding one more element to indicate if white marlin discards were included in the data used to estimate the indexes. The Group found some difficulties assessing some of the elements in the table. For example, the fraction of the catch represented by the index with respect to the total catch of the stock, or the trends between the catch and the CPUE series were difficult to assess because that information was not part of the documents. The Group was also unable to quantitatively assess if interannual variability were outside biologically plausible bounds and the severity of these deviations because the R script used in SCRS/2012/039 was not available to the Group at the time of the meeting. **Table 9** shows the scores given to each element in the CPUE series. The use of the score 'N/A' (not applicable) was used for some elements in the table. The Group also agreed that given a final score to each CPUE series based on the partial score to each element was difficult because it considered that equal weight should not be given to all elements. Finally, the Group also recognized the difficulties associated with assessing the quality of an index when the author(s) of the document were not present at the meeting. The Group suggested to consider the presence (or absence) of the authors in the meeting as one more element used to assess the index.

After taking into consideration the partial scores assigned to each element in the **Table 9**, the Group made the following decisions with respect to the indices:

- 1) **Chinese-Taipei, longline fishery (1967-2010)**: Although this index was estimated from aggregated data and the factors considered for the standardization only included year, month, and latitude and longitude, the Group agreed that this index was valuable because it extended throughout the entire time series used in the assessment, it covered a large geographical area, and it was calculated using all catches. Therefore, the Group agreed it was suitable for inclusion CPUE in the assessment models.
- 2) **Brazil longline fisheries (1978-2011)**: The Group felt that, given the high frequency of CPUE values that seemed to have severe deviations from biologically plausible values, as well as concern that changes in targeting may not have been fully accounted for. This CPUE series should not be included in the assessment at this time.

- 3) **USA, longline (1992-2011):** Although this index covered a relatively short time period (1992-2010), the Group considered this index to be valuable because it was constructed using observer data, and included all caught white marlin (i.e., dead discards and live releases).
- 4) **Spain, longline (1988-2010):** The Group expressed some concern about severe deviations from biologically plausible values and the high degree of aggregation of some of the data. Nevertheless, the Group decided to include this index in the assessment models because of the large geographic area covered by the index.
- 5) **Venezuela, gillnet fishery:** Although this index corresponds to a very limited geographical area, the Group agreed to use it in the assessment models because it was the only available gillnet index to accompany the catches from these fisheries used in the models, and because the index comes from a described 'hot spot' for white marlin.
- 6) **Venezuela, longline:** The Group included this index in the assessment models because it covered an area in the Caribbean for which there are no other longline CPUE series available. In addition, it was indicated that the area covered by the index includes a described 'hot spot' for white marlin, the index was constructed using data from all caught fish (i.e., landed, discarded dead, and released alive from the Venezuelan observer program).
- 7) **Venezuela sport fisheries:** This index was not included in the assessment because it was not standardized, it did not include discards, and the data quality was deemed to be poor.
- 8) **USA, recreational (1973-2010):** The Group decided to include this index because of the geographical extent covered by the index, the fact that it includes all catches (i.e., fish landed, discarded dead, and released alive), the extent of the time series, and because the assessment model included a sport/recreational fishery.
- 9) **Japan, longline (1959-1999):** This historical index was included in the assessment models because the Group agreed on the importance of having more than one index covering the earlier part of the time series. In addition, the index covers a large geographical extent and a large fraction of the total catch of the stock.
- 10) **Japan, longline (1990-2000, 2001-2009):** The Group agreed on the importance of using these two indexes because one of them covers the most recent part of the time series (which is not covered by the other Japanese index). However, the Group recognized that for years 1990-1999 there was an overlap between one of these indexes and the Japanese historical index which should be addressed during the analyses.

5. Stock assessment

5.1 Methods

The Group agreed to conduct the evaluation of stock status using two models: (1) a non-equilibrium production model (ASPIC); and (2) the fully integrated stock synthesis model described in **Appendix 6**. A Bayesian Surplus Model (BSP) was presented to the Group as a third model option. However, the Group was unable to fully evaluate the methods, diagnostics, and results of this model during the meeting. Although the cursory evaluation that was done indicated that the results were generally consistent with the other two models, the results were not formally considered for management advice due to a lack of detailed group evaluation. Details and figures of the BSP are given in **Appendix 4**.

The Group also agreed to conduct model runs using the indices described in section 4. The version of Task I catches developed as described in section 2 was used for base runs (**Table 1**). The two catch series (upper and middle estimates) with alternative potential total removals (catch+discarded dead) following the implementation of the management regulations were used for sensitivity runs.

The catch was assigned to four gear groupings: longline, gillnet, purse seine, and rod and reel (recreational catches), while the catch from all other gears were grouped with the longline catches since this gear is the least selective one for white marlin with respect to size.

After a preliminary run conducted with the Stock Synthesis model, the Group agreed to not include the Spanish longline index in subsequent model runs given the concerns discussed in section 4.

5.2 Stock status

5.2.1 Non-equilibrium production model (ASPIC)

Dynamic production models implemented through the ASPIC software (Prager 1994, 2002) have been used in all recent assessments of billfish. For white marlin, ASPIC was used during the 1994, 1998, and 2000 assessments. In all cases, logistic production functions were used because the data typically does not allow for the estimation of the shape of this function. The ASPIC 5.3.4 version used here allows for the inclusion of separate CPUE indices. Therefore, different CPUE input scenarios were attempted to determine the influence of individual and combinations of CPUE series on model results (**Table 10**). In all these cases, $B1/K$ was fixed to a value of 1.0 and was not estimated by the model. To see the effect of simply updating the same data used in the last assessment to develop the advice, a combined CPUE index was estimated using the method of Conn (2010). In addition to using the Task I reported catch as an estimate of the total catch, two alternative estimates were used representing different levels of unaccounted discards (see Section 2). In a few cases where a scenario with many CPUE indices did not converge, the catchabilities of individual CPUEs were not estimated, but rather were fixed to the value estimated for that series when it was fitted alone to the ASPIC model. Input parameters for the ASPIC model are provided in **Appendix 5**.

Effects of alternative CPUE series

Times series trends for indices that extended for a longer period, such as the Japanese longline and Chinese Taipei longline, provided a signal of the dynamics of the stock. This was different from the dynamic signal provided by the relative abundance indices that started later. The biomass ratios and fishing mortality ratios estimated differed depending on the indices included in the model (**Figure 12**). Recent biomass ratios are lower and fishing mortality ratios are higher for scenarios that included the Japanese and Chinese Taipei relative abundance estimates. All scenarios suggest that the Biomass ratio has increased since 2004, but remained below B_{MSY} in 2010. Fishing mortality has been declining since the late 1990s regardless of the scenarios, but the F/F_{MSY} ratio was generally higher for the scenarios that include both the Japanese and Chinese Taipei relative abundance estimates, but not for other scenarios. The scenario with six indices (Case 1b) is closest to the base case scenario used in the statistically integrated model.

Recent longline catch

Model results obtained using the alternative catch series described in section 2.1 showed that recent fishing mortality was greater than that estimated with Task I reported catches (**Figure 13**). Biomass ratios differed mostly from the mid 1980s to the end of the 1990s, and less so in recent years. Using these higher catch scenarios suggested a slower or eliminated biomass recovery over the last ten years.

Combined index

Fits to the combined index were similar to those obtained with the seven separate indices used in the base case. When alternative catch estimates were used for the recent period, the combined index provided more pessimistic view of the recent trend in biomass and fishing mortality (**Figure 14**). If the recent catch was greater than the Task I, the fits suggest that the recent biomass continues to decline.

Diagnostics of ASPIC fits

In general, there were no great differences in how the various ASPIC scenarios fit the CPUE series. ASPIC fits to the Venezuelan longline, U.S. longline and U.S. recreational indices explained more of the variation in these indices than the fit to the Venezuelan gillnet index (**Figure 15**). That was because they fitted the general decreasing trend observed in these indices, but not the relative flat trend of the later index. There were no obvious large time trends in the residuals of the fits to these indices. The fit to the Chinese Taipei longline index followed the overall decreasing trend in this index, but not the decadal-scale changes observed in the middle of the time series, as a result residuals tend to be positive in the 1980s and negative in the 1990s. The fit to the Japanese index was the poorest of all and could not fit both the initial increase in CPUE and the subsequent decline. Residuals are clearly correlated with time for the Japanese index, and for the recent period of the Chinese Taipei index.

Management benchmarks

Estimated management benchmarks differed between cases (**Table 11, Figure 16**). Benchmarks for case 1b suggested a median MSY of 874 t with 10 and 90 percentiles of 795 - 976 t generated by a low productivity

stock ($F_{MSY} = 0.03$) that has been slowly declining from its virgin state ($K = 54,480$ t). The median biomass ratio in 2011 of 0.50, with 10 and 90 percentiles of 0.42-0.60, clearly suggested that the stock remains overfished. The median fishing mortality ratio was 0.99 with 10 and 90 percentiles of 0.75 and 1.27 suggesting that overfishing was probably not occurring in 2010.

If recent catches were to be greater than those reported in Task 1 (cases 1c and 1d), the estimated MSY would be at around 1000 t. Current fishing mortality ratios, however, would be greater than 1 which indicates that overfishing was still occurring. Estimates of the biomass ratio in 2011 did not change and suggested that the stock remains overfished regardless of the level of catches used in the model runs (**Table 11**). Alternative model runs that used fewer CPUE series (cases 15, 17 and 18d) provided more optimistic results than the case that used all available indices, with estimated MSYs around 1,100-1,200 t, and biomass ratios in 2011 between 0.7 and 0.8, so the stock still remains overfished.

All these model fits suggested a low productivity stock with F_{MSY} at about 0.05 or less, that has been slowly declining from the beginning of the fishery. It has to be noted that cases 1b, 1c and 1d had values of q for Chinese Taipei and Japanese longline that were fixed and not estimated by the model to allow model convergence. Benchmarks were, therefore, constrained (**Figure 16**).

Results for the cases that excluded the Chinese Taipei and the Japanese longline indices (Cases 15, 17 and 18d) resulted in estimates of benchmarks with higher uncertainty (**Figure 16**) than the other cases which confirmed the importance of the relative abundance signal for the years prior to 1975.

5.2.2 Statistically integrated model

The basic structure, assumptions, inputs, and full diagnostics of the fully statistically integrated base case model on the stock synthesis platform are described in **Appendix 6**. The configurations and results of specific runs are described below. The Group agreed that RUN_1 would be the base case.

Base Case

A graphical display of all data available for analysis is shown in **Appendix 6, Figure 1**. An effort was made to use as much of the available data as possible. This was in response to previous recommendations made by the Billfish Working Group to try and utilize as much of the ICCAT data as possible and to include it, where appropriate, in the stock assessment model. Arguably, the most important difference between the ASPIC model and the SS fully integrated model is the fact that the SS model can estimate annual recruitment deviations. The estimation of annual recruitment deviations led to the perception that the white marlin stock was more productive and would recover faster than estimated by the ASPIC model.

The fit to the CPUE time series showed inconsistencies between the nine indices (**Appendix 6, Figures 2A-C and Figure 3**). The model was unable to fully capture some of the observed annual variations in the CPUE. The issues associated with the CPUE time series are discussed in Section 4.

It was found that the length composition data did not provide any meaningful signal with regard to annual variation in recruitment. Given this, and the annual inconsistencies in the length frequency data, the fit to the lengths (**Appendix 6, Figures 4-6**) and the resulting estimated selectivities (**Appendix 6, Figure 7**) posed no meaningful problems.

The Group discussed how to best deal with post-release mortality of live discards from longline gear within the assessment modeling framework. The Group was left with the basis of the problem being a lack of reliable estimates of discards both with regard to quantity and length composition. **Figure 17** shows how white marlin catches and longline effort (measured in number of hooks) followed the same trend from 1980 to 1996, the first year of managed landings. After 1996 reported white marlin catches declined at a faster rate than the reported longline effort. Since white marlin is primarily a by-catch species, this suggests that white marlin catches may have been under reported. The Group emphasized the need for fleet specific discard mortality estimates as well. Given the potential importance of unreported catches, the Group chose to consider two levels of potential landings as the basis to conduct sensitivity runs (**Figure 18**).

Estimates of the spawning stock-recruitment relationship appeared plausible (**Appendix 6, Figure 8**). The estimate of virgin recruitment was 5.327 (log scale) with a standard deviation of 0.055, and the estimate of steepness was 0.654 with a standard deviation of 0.032 (**Appendix 6, Table 1**). This resulted in an estimate of MSY of 1604 t (SD = 28 t). The resulting estimate of stock status from the base case model is that the stock is

currently overfished ($B/B_{MSY} = 0.322$; $SD = 0.046$), but not undergoing overfishing ($F/F_{MSY} = 0.720$; $SD = 0.105$).

Estimates of annual recruitment showed very wide confidence intervals (**Appendix 6, Figure 9**). This was due to the fact that nearly all the signal for recruitment was coming from the CPUE data, as none was found in the length data. The CPUE data was mostly an adult index and as such, cannot give a clear signal to the strength of annual recruitments. Furthermore, given the inconsistencies in the CPUE time series, the model was not able to arrive at reliable estimates of annual recruitment. Nonetheless, a negative change in the average recruitment was evident for the time periods 1977-1998 and 1999-2010. However, the signal for this trend very likely came from the landing data, which also showed a decline at the same time, but most likely due to regulatory measures. Given all the above difficulties, estimates of annual recruitment remain highly uncertain. The estimated time series of spawning stock biomass with approximate 95% confidence intervals is shown in **Appendix 6, Figure 10**. Estimated fishing mortality followed a pattern similar to that of the reported landings (**Appendix 6, Figure 11**).

To better characterize the uncertainty around the parameter and derived quantities estimates, a series of Markov Chain Monte Carlo (MCMC) were run. The resulting posteriors are shown in **Appendix 6, Figures 12A-D**. Nearly all of the posteriors resulted in normal or nearly normal distributions with one exception which was the second parameter of the gillnet selectivity. The posteriors of the derived quantities F/F_{MSY} and B/B_{MSY} were bimodal, suggesting that perhaps a global minimum was not found. One possible cause for this is the lack of agreement between the CPUE time series. Further detailed results and discussion regarding model diagnostics are provided in **Appendix 6**.

Sensitivity runs

In order to examine the sensitivity of results to (a) the possibility of cryptic and/or release mortality (as discussed), and (b) various CPUE time series, the Working Group requested that five additional runs be made (**Table 12**).

Generally speaking, the sensitivity runs were relatively consistent in their depiction of the overall trends in the management benchmarks, although Run 4 was unable to converge. This was due to removal of the longest time series of CPUE (i.e. the early Japanese CPUE time series). Estimates of F/F_{MSY} in 2010 ranged from 0.683 to 1.350, while estimates of B/B_{MSY} in 2010 ranged from 0.293 to 0.390 (**Figure 19**). Estimates of steepness were similar between model runs ranging between 0.65 and 0.71, as were estimates of the log of virgin recruitment, which ranged between 5.15 and 5.32. As a result of steepness of virgin recruitment being relatively consistent, estimates of MSY were also consistent, ranging from 1,604 to 1,712 t. (**Figure 20**).

5.2.3 Comparison between ASPIC and SS Base Models

Comparisons between the two base case models were made in terms of estimated management benchmarks as well as estimated productivity. In terms of estimated management benchmarks, the two models performed similarly with estimates of F/F_{MSY} and B/B_{MSY} in 2010 being fairly similar (**Figure 21**). However, the estimates of productivity between the two models were very different with the ASPIC model estimating much lower productivity than the SS model. The ASPIC model depicts a stock that started out at a higher biomass, is less productive, and has a lower MSY than the SS model (**Figure 22**). Furthermore, results of the SS age structured production model (ASPM) also depicted a low productivity stock (SCRS/2012/061). This is most likely due to the fact that the SS fully integrated model was configured to estimate annual recruit deviations. Unlike with the ASPIC model, the freedom to estimate recruitment deviations gave the SS model another way in which to account for the variations in CPUE and landings. Allowing the estimation of recruitment deviations in the SS model resulted in the estimation of a more productive stock and, consequently, a higher MSY. Given the data at hand, it is not possible to determine which of the two models depictions is better, only that they two are different.

5.3 Projections

For projections, the Group assumed that the 2011 and 2012 catches were identical to those estimated for 2010. The Group also agreed that projections should be carried out beginning in 2013, and assumed constant catch levels ranging from 0 to 1600 t at 200 t increments.

However, in view that these tasks would have to be conducted post-meeting it was agreed that the scientists involved in producing the projections will collaborate with ICCAT Secretariat's population dynamics expert in

elaborating an SCRS document (PROJ) that will address the projections based on the models selected for management advice, and provide the necessary information characterizing the robustness of the methods applied to assess stock status of white marlin and to develop scientific advice; this document is to be presented at the SCRS-Species Group meeting. During the SCRS Species Group meeting, the Group will analyze the convenience of considering the SCRS document as part of the detailed report as an Appendix or an independent document.

The management advice will be considered on the basis of the detailed report and the SCRS document (PROJ) and will be stated in the Executive Summary report for white marlin.

6. Recommendations

6.1 Research and Statistics

- 1) The Working Group recommended that CPCs should report Task I and Task II for inter-sessional meetings by the deadlines provided by the Secretariat.
- 2) The Working Group recommended that white marlin age and growth studies continues, encouraging the evaluation of tag-recapture data available in the ICCAT data base as a suitable compliment to age and growth studies.
- 3) The Working Group encourages the Secretariat to reach out to other RMFOs in the Greater Caribbean to explore sharing data pertinent to ICCAT fisheries.
- 4) Noting the misidentification problems between white marlin, roundscale and longbill spearfishes identified by the Working Group, a species identification guide for Atlantic istiophorids was made available at the white marlin assessment meeting. The Working Group recommends that ICCAT distributes this guide to all fleets to avoid future misidentification of istiophorid species.
- 5) In noting that estimation of relative abundance indices is always best done at the highest spatio-temporal resolution warranted by the available data, the Working Group recommends that all CPCs, and especially those that have important catches of white marlin, provide updated relative abundance indices obtained from such high resolution catch rate data. In addition, consideration of the effect of current regulations in the standardization process needs to be addressed. For instance, when only information on kept fish is available, the effect of implementing regulations requiring the release of live fish from longlines should be accounted for, such as by developing separate indices before and after implementation.
- 6) The Working Group recommends that an objective protocol to evaluate standardized catch rates be provided to all Working Groups to expedite the process for selecting indices of abundance time series to be used in model runs. This protocol should be developed during data preparatory meetings prior to the assessment meeting.

6.2 Management

No management recommendations were considered during the meeting, as they are to be discussed when the Executive Summary is prepared during the SCRS-Species Group meeting.

7. Other matters

None were considered.

8. Report adoption and closure

The report was adopted during the meeting.

The Chairman thanked participants for their hard work. The meeting was adjourned.

References

- Anon. 2001, Report of the Fourth ICCAT Billfish Workshop (*Miami, Florida, July 18-28, 2000*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 53: 1-130.
- Anon. 2010, Report of the 2009 ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65 (5): 1851-1908.
- Anon, 2012, Report of the 2011 Blue Marlin Stock Assessment and White Marlin Data Preparatory Meeting (*Madrid, Spain, April 25 to 29, 2011*). Collect. Vol. Sci. Pap. 68(4): 1273-1386.
- Amandè, M.J., Ariz, J., Chassot, E., Delgado de Molina, A., Gaertner, D., Murua, H., Pianet, R., Ruiz, J. and Chavance, P. 2010, Bycatch of the European purse seine tuna fishery in the Atlantic Ocean for the 2003-2007 period. *Aquat. Living Resour.* 23, 353-62.
- Arocha, F. and Bárrrios, A. 2009, Sex ratios, spawning seasonality, sexual maturity, and fecundity of white marlin (*Tetrapturus albidus*) from the western central Atlantic. *Fisheries Research*, 95: 98-111.
- Chassot, E., Amandè, M.J., Chavance, P., Pianet, R., Dédo, R.G. 2009, Some preliminary results on tuna discards and by-catch in the French purse seine fishery of the eastern Atlantic ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 64(4): 1054-1067.
- Chavance, P., Amon Kothias, J.B., Dewals, P., Pianet, R., Amandè, M-J., Delgado de Molina, A. and Djoh, A. 2011. Statistics on tuna surface fishery's by-catch landed in Abidjan, Côte d'Ivoire, for the 1982-2009 period . Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 2104-2112.
- Conn, P.B. 2010, Hierarchical analysis of multiple noisy abundance indices. *Can J. fish. Aquat. Sci.* 67: 108-120.
- Delgado de Molina A., Ariz, J., Santana, J.C., Pallarés, P. y Nördstrom, V. 2001, Estimación de la importancia de las capturas fortuitas de peces de las familias Istiophoridae y Xiphiidae realizadas por la flota de cerco en el Océano Atlántico intertropical. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 53: 298-306.
- Delgado de Molina A., Sarralde, R., Pallarés, P., Santana, J.C., Delgado de Molina, R. y Ariz, J. 2005, Estimación de capturas de las especies accesorias y de los descartes en la pesquería de cerco de túnidos tropicales en el Océano Atlántico oriental, entre 2001 y 2004. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 58(1): 385-404.
- Die, D.J. and Drew, K. 2008, An Atlantic-wide study of age and growth of Atlantic marlins. *In: Proceedings from the Atlantic Billfish Research Program Symposium*, pp. 67-84. Ed. by D. Donalson. Gulf States Marine Fisheries Commission, Galveston, Texas.
- Gaertner, D., Pianet, R., Ariz, J., Delgado de Molina, A. and Pallarés, P. 2003, Estimates of incidental catches of billfishes taken by the European tuna purse seine fishery in the Atlantic ocean (1991-2000). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(2): 502-510.
- Prager, M.H. 1994, A suite of extensions to a non-equilibrium surplus-production model. *Fish. Bull.* 92:374-389.
- Prager, M.H. 2002, Comparison of logistic and generalized surplus-production models applied to swordfish, *Xiphias gladius*, in the North Atlantic Ocean. *Fish. Res.* 58: 41-57.

RAPPORT DE LA RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE MAKKAIRE BLANC DE 2012

(Madrid, Espagne– 21-25 mai 2012)

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

La Dr Pilar Pallares, au nom du Secrétaire exécutif de l'ICCAT, a ouvert la réunion et a souhaité la bienvenue aux participants.

La réunion a été présidée par le Dr Freddy Arocha (Venezuela). Le Dr Arocha a souhaité la bienvenue aux participants du Groupe et a passé en revue les objectifs de la réunion.

Pendant l'examen de l'ordre du jour, le Président du SCRS a attiré l'attention du Groupe sur la structure définie par le Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation des stocks concernant les rapports détaillés. Le Groupe a estimé que, pour l'instant, il serait difficile d'adapter l'ordre du jour à une nouvelle structure. Nonobstant, le Groupe a recommandé aux rapporteurs de prendre cette structure en compte et de tenter d'incorporer, dans la mesure du possible, les informations déterminées par le Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation des stocks aux points de l'ordre du jour actuel. L'ordre du jour (**Appendice 1**) a été adopté sans modification. La liste des participants figure 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, 7 et 8
M. Ortiz, C. Palma, D. Die et K. Ramírez	Point 2
E. Prince, J. Hoolihan et C. Sun	Point 3
G. Díaz, H. Agrelli et P. Travassos	Point 4
C. Brown, M. Schirripa et D. Die	Point 5
F. Arocha et K. Ramírez	Point 6

2. Actualisation des informations de base sur le makkaire blanc

2.1 Tâche I (captures)

Le Secrétariat a présenté un rapport détaillé des statistiques de capture de Tâche I mises à jour (rejets morts y compris) pour la période de déclaration 1956-2010 (**Tableau 1** et **Figure 1**). Les données de 2011 sont provisoires et incomplètes. Tel que convenu dans le plan de travail, l'évaluation du stock a été réalisée sur la base de données de la période comprise entre 1956 et 2010. En ce qui concerne les CPC qui n'ont pas déclaré de prise en 2010, ces données n'ont pas été reportées de l'année précédente. Les prises incluent également la proportion des prises déclarées en tant qu'istiophoridés non classés qui ont été reclassés en tant que makkaire blanc en 2010 (2008-2010 dans le cas du Brésil), appliquant les mêmes décisions et recommandations adoptées par le Groupe pendant la réunion de préparation des données du makkaire blanc de 2011 (Anon, 2012). Les prises totales (rejets morts y compris) ont ensuite été présentées par type d'engin (**Tableau 2**, **Figures 2 et 3**) dans lesquelles la palangre représente toujours l'engin principal. Les informations relatives aux rejets vivants ont été présentées pour les CPC qui ont fourni ces informations (**Tableau 3**). Les informations concernant le total des rejets vivants et de la survie après la remise à l'eau du makkaire blanc des palangriers n'étaient pas disponibles. Le Groupe n'a dès lors pas été en mesure d'estimer les mortalités suivant la remise à l'eau en vue de les inclure dans l'évaluation. Le Groupe a décidé de mettre à jour les estimations des prises accessoires de makkaire blanc des pêcheries de senneurs tropicaux. Veuillez consulter le point 2.1.1 pour de plus amples détails.

Le Groupe a examiné les données de prise et d'effort. Le Groupe a discuté de la collecte de données fournies par les CPC concernant les prises de makkaire, en vertu des Recommandations de l'ICCAT [Rec. 98-10, Rec. 00-13 et Rec. 04-09]. On s'est demandé dans quelle mesure celles-ci avaient eu un impact sur la ponction totale déclarée dans la Tâche I. Il a été observé que peu de CPC déclarent actuellement les rejets morts de makkaire blanc. Il a été recommandé que les CPC déclarent les rejets en se fondant sur les données recueillies par les observateurs et celles des carnets de pêche, en faisant la distinction entre les débarquements, les rejets morts et les rejets vivants.

Le Groupe a fait remarquer que l'effort de pêche de certaines flottilles a diminué, notamment les flottilles palangrières opérant dans l'Atlantique, et plus particulièrement la flottille du Taipei chinois, en raison de réductions de la capacité de pêche et de l'effet des mesures de gestion de l'ICCAT.

Le Groupe a examiné la disponibilité des informations fournies par les CPC en 2012 pour les données d'entrée et l'évaluation du makaire blanc. Le Groupe a mené plusieurs consultations sur l'effort de pêche et la prise déclarée.

Les prises déclarées de makaire blanc ont connu une baisse significative depuis 2000-2002, les principales flottilles palangrières ayant connu une réduction moyenne de plus de 75 % par rapport à la fin des années 1990 (**Figure 17**). Il est cependant vrai que pendant cette période l'effort de pêche palangrier a également connu d'importantes réductions, tel que l'illustrent les estimations du total d'hameçons déployés par ces flottilles (**Figure 17**). Néanmoins, la réduction de l'effort de pêche de ces flottilles palangrières ne tient proportionnellement pas complètement compte des réductions des prises de makaire blanc. En outre, le Groupe a observé que les informations des rejets soumises par les CPC sont très limitées et jusqu'à présent aucune autre information concernant les modifications des pratiques de pêche ou la capturabilité n'a été fournie pouvant expliquer totalement les réductions des prises de makaire blanc, depuis la mise en œuvre des réglementations de gestion de la Commission adoptées en 1998 et 1999. Par conséquent, le Groupe a conclu que les prises déclarées après 1998/1999 pourraient ne pas inclure l'augmentation des rejets en mer, notamment dans le cas des flottilles palangrières, comme suite à la mise en œuvre des recommandations de gestion. Il est donc possible que la ponction totale des statistiques de la Tâche I soit sous-estimée depuis 1998/99.

Afin d'évaluer cette incertitude, le Groupe a élaboré plusieurs estimations des ponctions totales potentielles (débarquements + rejets morts), comme suite à la mise en œuvre des réglementations de gestion. L'approche s'appliquant à cette estimation est la suivante : l'estimation la plus basse de la prise a été fixée au même niveau que la prise déclarée (à savoir la Tâche I) pour les principales flottilles palangrières, alors que l'estimation la plus élevée a été calculée sur la base des taux de capture observée de makaire blanc de ces flottilles avant la mise en œuvre et multipliés par l'effort de pêche annuel de chaque flottille à partir de 1998. Les taux de capture de makaire blanc ont été calculés en divisant la prise totale de chaque flottille des années 1995-1997 par le total d'hameçons déclarés pendant la même période. L'effort de pêche palangrier (en hameçons) a été calculé sur la base des estimations de 2011 d'Eff-Dis (**Figure 4**). Si les estimations annuelles de la prise totale générées par cette approche ne dépassaient pas la prise déclarée de Tâche I pour une flottille, la prise déclarée a été conservée. Le Groupe a également produit des séries de prise estimée de la moyenne de la prise déclarée de la Tâche I et de la limite supérieure estimée. Ce scénario « intermédiaire » serait le plus adéquat si la moitié des rejets non déclarés représentés dans les estimations les plus élevées étaient des rejets de spécimens vivants. Le Groupe n'a pas été en mesure de quantifier la vraisemblance relative de chaque scénario. Le Groupe a également constaté que l'échelle des estimations est sensible à la gamme d'années utilisée pour calculer les taux postulés de capture.

La liste des principales flottilles palangrières ayant fait l'objet d'estimations, la prise par hameçon calculée pour la période 1995-1997 ainsi que toute augmentation de la prise entre la prise déclarée et les estimations les plus élevées sont présentées dans le **Tableau 4**. Les estimations intermédiaires ne sont pas présentées, car celles-ci correspondent simplement à la moitié des augmentations des estimations les plus élevées. Les tendances de capture des principales flottilles palangrières obtenues dans le cadre de chaque scénario sont présentées à la **Figure 5**. Il conviendrait de noter que les prises palangrières de l'UE-Portugal sont incluses dans cette figure récapitulative, mais aucune donnée n'existait pour 1995-1997 pouvant être utilisée pour produire des estimations de la ponction totale ; les prises déclarées de l'UE-Portugal ont donc été utilisées. Le Brésil a commencé à déclarer des rejets en 2006. La prise déclarée de Tâche I du Brésil a donc été maintenue à partir de 2006. Les prises palangrières des États-Unis ont également été incluses dans cette figure, mais aucune estimation n'a été réalisée pour cette flottille, étant donné que les États-Unis déclarent les rejets morts dans la Tâche I.

2.1.1 Estimation de la prise accessoire de makaire blanc des senneurs tropicaux ciblant les thonidés

Il existe quelques études récentes déclarant des estimations de prises accessoires d'istiophoridés des senneurs, obtenues sur la base des données recueillies par des observateurs déployés à bord (Amande et al. 2010, Delgado et al. 2001, Delgado et al. 2005, Gaertner et al. 2002) et des débarquements de faux poissons à Abidjan (Chavance et al. 2011). Seules quelques études reposant sur des données d'observateurs contiennent des informations sur la composition spécifique des prises accessoires d'istiophoridés, de manière à séparer le makaire blanc (Amande et al. 2010, Chassot et al. 2009, Delgado et al. 2005), tandis que Gaertner et al. (2003) ne sépare que les makaires et les voiliers. Il n'existe aucune information spécifique aux espèces sur les débarquements d'istiophoridés dans les faux poissons d'Abidjan (Chavance et al. 2011, Chassot et al. 2009).

Les estimations du volume de prises accessoires d'istiophoridés calculées sur la base des données d'observateurs déployés à bord ont été réalisées pour les différents composants de la flottille de senneurs et pour différentes périodes (**Tableau 5** et **Figure 6**).

Une grande partie des prises accessoires d'istiophoridés, à savoir entre 67 % (Amande et al. 2010) et 70 % (Delgado et al. 2005), est retenue à bord. Une grande partie de ces prises sont ensuite débarquées à Abidjan où elles sont déclarées comme partie des faux poissons (Chassot et al., 2009, Chavance et al. 2009). La majorité du reste des prises accessoires (22 %) est rejetée à l'état mort en mer ou retenue pour la consommation à bord (5 %). Seul approximativement 1 % est rejeté vivant (Delgado et al. 2005).

Les seules études (Delgado et al. 2005, Chassot et al. 2009, Amande et al. 2010) qui déclarent l'identification des espèces individuelles dans les prises accessoires d'istiophoridés des senneurs donnent à penser qu'il n'existe qu'un nombre restreint de makaires blancs parmi les 700 istiophoridés identifiés (**Tableau 6**). Cela signifie que le pourcentage d'istiophoridés capturés par les senneurs correspondant au makaire blanc ne représente qu'un faible pourcentage en nombres, pourcentage d'autant plus faible en termes de biomasse. Les estimations d'Amande et al. 2010 sont très utiles, car elles représentent les flottilles françaises et espagnoles et sont séparées par mode de pêche. Il a été estimé que le pourcentage en poids de la prise de makaire blanc dans les prises accessoires d'istiophoridés sur banc libre s'élève à 1,8 % et à 3,3 % dans le cas de la prise sur bancs associés à des DCP (Amande et al., 2010). En revanche, les estimations de Delgado et al. 2005 concernant la flottille de senneurs sous pavillon de l'UE-Espagne s'élevaient à 3,1% sur bancs libres et à 11,1 % dans le cas des bancs associés à des DCP. L'étude de Chassot et al. (2009) sur la flottille française n'a identifié aucun makaire blanc parmi les prises accessoires d'istiophoridés.

Le poids moyen des spécimens de makaire blanc identifiés par Delgado et al. (2005) et Amande et al (2010) était étonnamment élevé. Amande et al (2010) a déclaré six spécimens de makaire blanc pesant 600 kg, chaque poisson pesant une moyenne de 100 kg. Delgado et al. (2005) ne déclare pas les poids de la prise observée, mais déclare toutefois leur apport relatif en poids et en nombre de chaque espèce d'istiophoridés. Cela permet de calculer les poids relatifs suggérant qu'un makaire blanc est en moyenne 0,6 à 0,7 fois plus lourd qu'un makaire bleu, tandis que le voilier est 0,15 fois plus lourd qu'un makaire bleu. Étant donné que le poids moyen d'un makaire bleu calculé sur la base des données d'Amande et al. 2010 s'élève à 135 kg, le makaire blanc observé par Delgado pèserait donc approximativement 100 kg. Ces poids moyens élevés de makaire blanc sont rares parmi les prises des autres engins qui capturent cette espèce dans la zone au sein de laquelle les senneurs opèrent. La distribution de fréquence de tailles du makaire blanc obtenue sur la base des données de la Tâche II de la zone comprise entre 10°N et 10°S et 25°W et 10°E pour tous les engins présente un mode de 160 cm qui correspond à un poids de 22,4 kg (**Figure 7**). Ces données font apparaître que la proportion de gros poissons (> 200 cm et > 44 kg) ne représente qu'environ 3 % depuis l'année 2000, alors qu'elle représentait près de 35 % dans les années 1970 (**Figure 8**). Cela donne à penser que les makaires blancs de 100 kg sont rares. Il est dès lors crucial que de futures études sur les prises accessoires d'istiophoridés réalisées par les senneurs confirment que les makaires blancs sont en effet hissés à bord de ces navires et que les déclarations antérieures ne correspondent pas à des makaires bleus mal identifiés.

En conclusion, les istiophoridés constituent une part importante de la prise accessoire des senneurs et une grande partie d'entre eux sont retenus à bord et débarqués, principalement à Abidjan. La majorité de ces poissons ne sont pas des makaires blancs et le pourcentage en poids du makaire blanc ne représente qu'un faible pourcentage du poids total de la prise accessoire d'istiophoridés. Le Groupe a convenu d'utiliser les pourcentages obtenus par Amande et al. (2010) de 1,8 % pour les bancs libres et de 3,3 % pour les bancs associés à des DCP afin de calculer la prise de makaire blanc des flottilles de senneurs ainsi que les ratios de la prise accessoire d'istiophoridés par rapport à la prise thonière, comme le proposaient Delgado et al. (2001), Delgado et al. (2005), Gaertner et al. (2003) et Amande et al. (2010). Les estimations obtenues au moyen de ce processus s'appliquant aux années 2000 à 2010 sont présentées à la **Figure 6** et au **Tableau 7**. Les estimations de la prise accessoire d'istiophoridés obtenues à présent sont plus élevées que celles fournies par Amande et al. (2010), mais sont semblables à celles que Gaertner et al. (2003) avait obtenues pour une période antérieure.

2.2 Tâche II (prise-effort et échantillons de taille)

Le Secrétariat a fourni un résumé des données mises à jour de la prise et de l'effort de la Tâche II ainsi que des données de taille/prise par taille de la Tâche II. En ce qui concerne les échantillons de tailles, les analyses préliminaires des compositions et la fréquence des tailles ont été présentées dans le document SCRS/2012/062.

Le document SCRS/2012/062 présentait une analyse détaillée des données de fréquence de tailles soumises au Secrétariat. Un total de 130.000 makaires blancs a été mesuré de 1970 à 2010. Toutes les données ont été converties en mesures de longueur maxillaire inférieur - fourche (LJFL cm) au moyen des facteurs de conversion des mesures de taille et de taille-poids adoptés par le SCRS. Des échantillons de moins de 50 cm ou de plus de 400 cm LJFL ont été estimés atypiques et ont donc été exclus des analyses. Un examen des échantillons de fréquences par flottille, engin, année et trimestre a mis en évidence deux séries qui indiquaient clairement des écarts plus importants par rapport à la tendance générale, et reflétait probablement des erreurs dans les mesures déclarées ou une identification erronée des espèces. Il s'agissait des séries d'échantillons de tailles de la pêcherie au filet maillant du Ghana du deuxième trimestre 1999 et des échantillons de taille de la pêcherie palangrière du Brésil du deuxième trimestre 1995. Ces séries ont été exclues des analyses futures. Le Groupe a examiné les différentes fréquences de tailles et a demandé que des analyses supplémentaires soient réalisées. La **Figure 9** présente la distribution (diagramme en mosaïques) des échantillons de tailles par année et principales flottilles palangrières. Il a été fait remarquer qu'aucune flottille n'a présenté d'échantillon de tailles constant. Il est dès lors possible que les tendances de la taille moyenne ou de la distribution des fréquences de tailles reflètent des changements de la flottille d'origine, plutôt que de la population du stock. Un examen des tailles des poissons prélevées par flottille n'a par contre pas suscité de préoccupation. Aucun examen des schémas spatiaux des tailles de poissons n'a été réalisé, mais devrait l'être à l'avenir. Les données de fréquences de tailles ont été regroupées par engins principaux (palangre, filet maillant et pêcheries sportives et récréatives) et par année, dans des intervalles de taille de 5 cm (50-325 cm LJFL) à utiliser comme données d'entrée du modèle statistique de captures.

Le document SCRS/2012/062 présentait également une tendance de la moyenne annuelle standardisée de tailles du makaire blanc, sur la base des données de fréquence de tailles. La standardisation a utilisé un GLM avec les facteurs flottille, engin, année, trimestre et sexe. Les principales différences ont été identifiées dans les combinaisons engin-flottille. Les séries standardisées de taille moyenne reflétaient une baisse de la taille depuis 1970, les valeurs les plus faibles ayant été atteintes en 1995. Depuis lors, la taille moyenne augmente lentement. Le Groupe a toutefois constaté que des changements de la taille moyenne peuvent être le fait d'un échantillonnage déséquilibré de quelques-unes de principales pêcheries et a émis des réserves quant à l'interprétation de ces résultats.

2.3 Autres informations (marquage)

Le Secrétariat a fourni des tableaux mis à jour des appositions et des récupérations de marques conventionnelles déclarées par les CPC. Les données concernant les appositions et les récupérations de marques sont présentées à la **Figure 10**.

3. Examen des données biologiques

3.1 Biologie

Aux fins de la présente évaluation, les tailles par âge et la maturité ont été calculées sur la base des estimations fournies par Die et Drew (2008). L'examen du ratio des sexes, du caractère saisonnier de la reproduction, de la maturité sexuelle et de la fécondité a reposé sur le travail d'Arocha et Bárrios (2009).

Un guide d'identification des espèces des istiophoridés de l'Atlantique (rédigé par Freddy Arocha et Lawrence Beerkircher) a été présenté pendant la réunion d'évaluation du makaire blanc. Il s'agit d'un guide d'identification des istiophoridés précis et bien écrit destiné aux pêcheurs et aux scientifiques. Le Groupe suggère dès lors que l'ICCAT distribue ce guide à toutes les flottilles afin d'éviter une identification erronée des istiophoridés, ce qui revête une importance particulière afin d'éviter l'identification erronée entre le makaire épée et le makaire blanc, qui constitue une source de préoccupation pour le Groupe et a donné lieu à une évaluation de stock d'espèces mixtes pour le makaire blanc en 2012.

Le document SCRS/2012/040 traite de l'échantillonnage des flottilles artisanales vénézuéliennes pêchant à la palangre et ciblant les thonidés et les espèces apparentées, telles que les istiophoridés. Il s'agit d'un programme de suivi exhaustif spécifique aux espèces qui récapitule les protocoles d'échantillonnage en mer et les activités connexes. Il illustre et apporte une approche efficace d'échantillonnage en mer des navires de pêche artisanale (navires < 15 m). Le Groupe a suggéré que cette approche soit considérée pour de nombreuses flottilles artisanales de l'ICCAT qui ciblent des espèces pélagiques dans l'Atlantique.

3.2 Marquage

Le document SCRS/2012/067 présentait une analyse des données de marquage/récupération du makaire blanc en vue d'obtenir des estimations des paramètres de croissance von Bertalanffy. Une longueur asymptote moyenne ainsi que des estimations du taux de croissance ont été obtenues en ajustant les mesures de longueur observées des poissons recapturés sur la base des données de marquage au moyen de la méthode Fabens. Le modèle s'est montré très sensible à la saisie de données et des estimations raisonnables ont été obtenues uniquement lorsque des critères de filtrage stricts ont été appliqués. Une longueur asymptote moyenne provenant du modèle le plus approprié a été estimée s'élever à 218 cm avec un taux de croissance constant de 0,33. Le biais potentiel des estimations peut être dû à des mesures de tailles imprécises et inexactes, l'absence de contraste dans la gamme de tailles et l'absence d'informations relatives aux âges des poissons marqués. Les résultats devraient être comparés avec les estimations provenant de modèles alternatifs et de méthodes d'estimation de la taille par âge.

4. Examen des séries de capture par unité d'effort

Le document SCRS/2012/048 présentait une CPUE standardisée concernant la pêcherie palangrière brésilienne. Le Groupe a souhaité savoir pourquoi les auteurs ont décidé d'utiliser une distribution Poisson au lieu d'une approche delta-lognormale. Les auteurs ont indiqué que le « nombre de poissons » constitue une variable discontinue et qu'ils ont dès lors estimé que l'utilisation d'une distribution Poisson était plus adéquate. Le Groupe a également fait remarquer que les zones de pêche utilisées en tant que facteur dans le modèle peuvent être trop grandes et que les auteurs pourraient envisager d'utiliser des zones plus petites dans les analyses futures. Il a également été indiqué que les CPUE nominales et standardisées étaient très différentes pour certaines années. Le Groupe s'est brièvement penché sur la question de savoir quels étaient les facteurs inclus dans le modèle qui pourraient engendrer de telles différences. Le Groupe s'est dit préoccupé par le fait que l'utilisation du « pavillon » en tant que facteur dans le modèle ne reflète pas entièrement la variabilité associée au renouvellement important de navires, des changements de la configuration de l'engin et du ciblage, etc. Autrement dit, des changements potentiels de la capturabilité peuvent ne pas être reflétés dans le modèle. Le Groupe a également soulevé des inquiétudes concernant la définition de « nuit » et de « jour » en tant que facteur décrivant le moment de l'opération. Cela est dû au fait que le moment de la journée utilisé pour définir « jour » et « nuit » semble avoir été défini de la même façon, sans tenir compte du moment de l'année et de la longitude. Néanmoins, il a été de l'avis général que l'incidence potentielle de l'utilisation d'une définition unique de « jour » et de « nuit » était très probablement très limitée. Le Groupe s'est montré préoccupé par la variabilité interannuelle élevée observée dans l'indice qui semblait ne pas être plausible d'un point de vue biologique. Ce point a été abordé par l'auteur dans le document.

Le document SCRS/2012/056 présentait une série de la CPUE standardisée pour la flottille palangrière du Taipei chinois. Le Groupe a remarqué une baisse significative de la CPUE au cours de la dernière décennie de la série temporelle. Le Groupe a observé que cette baisse coïncidait avec l'adoption en 1998 de réglementations de gestion de l'ICCAT s'appliquant à cette espèce. En outre, des réductions de la capacité de pêche de la flottille palangrière du Taipei chinois ont contribué à réduire globalement les prises de makaire blanc. Le Groupe a également constaté que les prises d'espadon ont également baissé pendant la même période. Cette CPUE a été élaborée au moyen de l'ensemble de la prise de makaire blanc. Le Groupe a observé que, bien que la CPUE nominale soit faible entre 2000 et 2010, l'indice standardisé de la même période était relativement plus élevé. Le Groupe a fait remarquer que la distribution récente de l'effort de pêche a été réalisée en strates pour lesquelles il était escompté que les taux de capture de makaire blanc soient faibles.

Le document SCRS/2012/060 présentait une mise à jour de l'indice de CPUE de la pêcherie palangrière des États-Unis estimé au moyen des données d'observateurs. Les auteurs ont indiqué que, bien que pendant les dernières années de la série temporelle le makaire blanc et le makaire-bécune aient été consignés séparément, ils ont été combinés pour cet indice pour la dernière partie de la série temporelle, car ils ont choisi d'estimer un indice pour les deux espèces combinées, étant donné qu'une telle différenciation n'était pas disponible pour la première partie de la série temporelle et le plan de travail pour les istiophoridés a préconisé de les combiner. L'indice a été estimé en utilisant la totalité des poissons capturés (à savoir, rejets morts et remises à l'eau y compris).

Le document SCRS/2012/055 présentait la façon dont l'ajout de taux de capture avait une incidence sur les résultats de la version bayésienne espaces/états de type Schaefer. Les auteurs soutiennent que l'ajout de CPUE qui ne couvrent que les deux ou les trois dernières décennies de la série temporelle a une incidence très limitée ou n'a aucune incidence sur les résultats du modèle et que les débarquements semblaient être plus informatifs

dans le modèle que les CPUE. Le Groupe a débattu du fait que l'absence de changement dans les paramètres estimés, lorsque les différents points de données de la CPUE ont été inclus dans le modèle, peut être due à l'absence d'un signal dans la série de CPUE. Le Groupe a également discuté de la possibilité que les paramètres soient estimés avec une précision suffisante pour le début de la période de la série temporelle afin de faire en sorte que l'ajout de nouveaux points de données de CPUE ne se traduise pas par des changements dans les estimations.

Le document SCRS/2012/054 présentait une série de la CPUE pour la flottille palangrière de l'UE-Espagne. Le Groupe a reconnu les difficultés rencontrées pour évaluer la totalité de ce document étant donné qu'aucun des auteurs n'était présent à la réunion. À titre d'exemple, le Groupe n'a pas été en mesure d'évaluer si les rejets morts et les remises à l'eau de poissons vivants ont été inclus dans l'estimation de la CPUE ou la relation entre les deux jeux de données utilisés. De surcroît, le document ne contient pas suffisamment d'information pouvant expliquer les différences de la proportion positive observée entre les deux jeux de données.

Outre les trois séries de CPUE décrites ci-dessus, six autres séries de CPUE ont été mises à la disposition du Groupe qui ont été présentées dans le cadre de la réunion de préparation des données sur le makaire blanc de 2011 (veuillez consulter le rapport de la réunion d'évaluation de stock de makaire bleu et de préparation des données sur le makaire blanc) ou qui ont été utilisées dans des évaluations de stock antérieures.

En résumé, les séries de CPUE dont disposait le Groupe étaient les suivantes (**Tableau 8** et **Figure 11**) :

- 1) pêche palangrière du Taipei chinois - 1967-2010
- 2) pêche palangrière du Brésil - 1978-2011
- 3) pêche palangrière des États-Unis - 1992-2010
- 4) pêche palangrière de l'UE-Espagne- 1988-2010
- 5) filet maillant du Venezuela - 1991-2010
- 6) pêche palangrière du Venezuela - 1991-2010
- 7) pêche sportive du Venezuela - 1961-1995
- 8) pêche récréative des États-Unis - 1973-2010
- 9) pêche palangrière du Japon- 1959-1999
- 10) pêche palangrière du Japon- 1990-1999, 2000 - 2010

Davantage de détails concernant les CPUE de la pêche sportive du Venezuela et de la pêche palangrière du Japon (1959-1999) sont disponibles dans le rapport des quatrième journées d'étude sur les istiophoridés de l'ICCAT (Anon. 2001). Davantage de détails concernant l'indice de la pêche récréative des États-Unis sont disponibles dans le prochain Col. Vol. Sci. Pap. Series de 2012 et en ce qui concerne les autres indices qui n'ont pas été présentés pendant la réunion, des détails sont présentés dans le rapport de l'évaluation du stock de makaire bleu et de préparation des données sur le makaire blanc (Anon. 2012).

Le Groupe a convenu que la mise en œuvre de la Rec. 98-10, qui impose aux CPC de réduire leurs débarquements à 1/3 des niveaux de 1999 et de remettre à l'eau les makaires blancs capturés par les palangriers et les senneurs qui sont en vie à la remontée de l'engin, se traduira probablement par une augmentation des rejets réglementaires. Par conséquent, le Groupe a convenu qu'il était important d'examiner si les CPUE disponibles ont été estimées en utilisant l'ensemble des prises de makaire blanc, sans se limiter aux données concernant les poissons retenus à bord.

Le Groupe a évalué les séries de CPUE disponibles aux fins de leur inclusion dans les modèles d'évaluation en appliquant les directives (présentées sous forme de tableau) élaborées par le Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation des stocks du SCRS (WGSAM). Le Groupe a décidé de modifier le tableau en réduisant la ponctuation de 1-5 à 1-3 et en ajoutant un élément supplémentaire afin d'indiquer si les rejets de makaire blanc ont été inclus dans les données utilisées en vue d'estimer les indices. Le Groupe a éprouvé quelques difficultés pour évaluer certains éléments du tableau. À titre d'exemple, la part de la capture représentée par l'indice par rapport à la prise totale du stock, ou les tendances entre la capture et les séries de CPUE étaient difficiles à évaluer, car les informations ne faisaient pas partie des documents. Le Groupe n'a pas été en mesure non plus d'évaluer quantitativement si la variabilité interannuelle se situait à l'extérieur des limites biologiquement plausibles et d'évaluer la gravité de ces écarts, car le Groupe ne disposait pas du code R utilisé dans le document SCRS/2012/039 au moment de la réunion. Le **Tableau 9** présente les ponctuations attribuées à chaque élément dans les séries de CPUE. L'utilisation de la ponctuation N/A (non applicable) a été utilisée pour certains éléments du tableau. Le Groupe a également convenu qu'il était difficile d'attribuer une ponctuation finale à chaque série de CPUE en se fondant sur une ponctuation partielle de chaque élément, car il a considéré que la

même importance ne devrait pas être accordée à tous les éléments. Finalement, le Groupe a également reconnu les difficultés rencontrées pour évaluer la qualité d'un indice en cas d'absence de l'auteur/des auteurs à la réunion. Le groupe a suggéré de considérer la présence (ou l'absence) des auteurs à la réunion comme un élément supplémentaire utilisé pour évaluer l'indice.

Après avoir pris en compte les ponctuations partielles attribuées à chaque élément du **Tableau 9**, le Groupe a pris les décisions suivantes concernant les indices :

- 1) ***Pêcheurie palangrière du Taïpei chinois (1967-2010)***. Même si cet indice a été estimé en se fondant sur des données regroupées et seuls les facteurs année, mois, latitude et longitude étaient pris en compte aux fins de la standardisation, le Groupe a décidé que cet indice était valable, car il s'étalait sur la totalité de la série temporelle utilisée dans l'évaluation, il couvrait une vaste zone géographique et il était calculé au moyen de l'intégralité des prises. Le Groupe a dès lors convenu qu'il était adéquat aux fins de l'inclusion dans la CPUE dans les modèles d'évaluation.
- 2) ***Pêcheurie palangrière du Brésil (1978-2011)***. Le Groupe a estimé que, compte tenu de la fréquence élevée des valeurs de CPUE qui semblaient présenter des écarts importants par rapport aux valeurs biologiquement plausibles, ainsi que de la préoccupation entourant les changements de ciblage qui peuvent ne pas avoir été pleinement pris en considération, cette série de CPUE ne devrait pas être incluse dans l'évaluation pour le moment.
- 3) ***Pêcheurie palangrière des États-Unis (1992-2011)***. Bien que cet indice ne couvre qu'une période relativement courte (1992-2010), le Groupe a estimé que cet indice était valable, car il était élaboré au moyen de données d'observateurs et incluait l'intégralité des prises de makaire blanc (à savoir les rejets de poissons morts et les remises à l'eau de spécimens vivants).
- 4) ***Pêcheurie palangrière de l'UE-Espagne (1988-2010)***. Le Groupe a fait part de quelques préoccupations concernant d'importants écarts par rapport aux valeurs biologiquement plausibles et le niveau élevé d'agrégation de certaines données. Néanmoins, le Groupe a décidé d'inclure cet indice dans les modèles d'évaluation en raison de la vaste zone géographique couverte par l'indice.
- 5) ***Pêcheurie de filet maillant du Venezuela***. Bien que cet indice corresponde à une zone géographique très limitée, le Groupe a décidé de l'utiliser dans les modèles d'évaluation, car il s'agissait du seul indice disponible sur la pêcheurie du filet maillant permettant d'illustrer les prises réalisées dans le cadre de cette pêcheurie utilisées dans les modèles et, car cet indice provient d'un « point chaud » pour le makaire blanc.
- 6) ***Pêcheurie palangrière du Venezuela***. Le Groupe a inclus cet indice dans les modèles d'évaluation, car il couvre une zone des Caraïbes pour laquelle aucune autre série de CPUE palangrière n'est disponible. En outre, il a été indiqué que la zone couverte par l'indice inclut un « point chaud » pour le makaire blanc et que l'indice a été élaboré au moyen de données couvrant l'ensemble des prises de makaire blanc (à savoir, spécimens débarqués, rejetés morts et remis à l'eau en vie) provenant du programme d'observateurs du Venezuela.
- 7) ***Pêcheurie sportive du Venezuela***. Cet indice n'a pas été inclus dans l'évaluation, car il n'était pas standardisé, n'incluait pas les rejets et car la qualité des données a été estimée insuffisante.
- 8) ***Pêcheurie récréative des États-Unis (1973-2010)***. Le Groupe a décidé d'inclure cet indice en raison de la couverture géographique de l'indice, du fait qu'il englobe toutes les prises (à savoir, spécimens débarqués, rejetés morts et remis à l'eau en vie), de la longueur de la série temporelle et étant donné que le modèle d'évaluation incluait la pêcheurie sportive et récréative.
- 9) ***Pêcheurie palangrière du Japon (1959-1999)***. Cet indice historique a été inclus dans les modèles d'évaluation, car le Groupe a convenu qu'il était important de disposer de plus d'un indice couvrant la première partie de la série temporelle. En outre, l'indice couvre une vaste zone géographique et une grande partie de la prise totale du stock.
- 10) ***Pêcheurie palangrière du Japon (1990-2000, 2001-2009)***. Le Groupe a convenu qu'il était important d'utiliser ces deux indices, car l'un d'entre eux couvre la partie la plus récente de la série temporelle (qui n'est pas couverte par l'autre indice japonais). Néanmoins, le Groupe a reconnu qu'il existait un chevauchement pour les années 1990-1999 entre l'un de ces indices et l'indice historique japonais qui devrait être résolu pendant les analyses.

5. Évaluation des stocks

5.1 Méthodes

Le Groupe a décidé de réaliser l'évaluation de l'état du stock à l'aide de deux modèles : 1) modèle de production en conditions de non-équilibre (ASPIC) et 2) modèle Stock Synthèse entièrement intégré décrit à l'**Appendice 6**. Un modèle bayésien de production excédentaire (BSP) a été présenté au Groupe, servant de troisième option de modèle. Toutefois, le Groupe n'a pas été en mesure d'évaluer pleinement les méthodes, diagnostics et résultats du modèle pendant la réunion. Même si l'évaluation sommaire qui avait été réalisée indiquait que les résultats concordaient en général avec les deux autres modèles, les résultats n'ont pas été pris en considération à des fins d'avis de gestion, car le Groupe n'avait pas réalisé d'évaluation détaillée. Les détails et les figures du BSP se trouvent à l'**Appendice 4**.

Le Groupe a également décidé de procéder à des scénarios du modèle au moyen des indices décrits au point 4. La version des prises de la Tâche I élaborée de la façon décrite au point 2 a été utilisée pour les scénarios de référence (**Tableau 1**). Les deux séries de capture (estimations supérieures et moyennes) incluant les ponctions totales potentielles alternatives (prise+rejet mort) comme suite à la mise en œuvre des réglementations de gestion ont été utilisées dans les scénarios de sensibilité.

La prise a été attribuée à quatre groupes d'engin : palangre, filet maillant, senne et canne/moulinet (prises récréatives), alors que la prise réalisée au moyen de tous les autres engins a été ajoutée aux prises palangrières étant donné que cet engin est le moins sélectif pour le makaire blanc en ce qui concerne la taille.

Au terme d'un scénario préliminaire réalisé au moyen du modèle Stock Synthèse, le Groupe a convenu de ne pas inclure l'indice palangrier espagnol dans les scénarios ultérieurs du modèle compte tenu des préoccupations soulevées au point 4.

5.2 État du stock

5.2.1 Modèle de production en conditions de non-équilibre (ASPIC)

Les modèles dynamiques de production mis en œuvre au moyen du programme ASPIC (Prager 1994, 2002) ont été utilisés dans toutes les évaluations récentes d'istiophoridés. En ce qui concerne le makaire blanc, ASPIC a été utilisé pour les évaluations de 1994, 1998 et 2000. Dans tous les cas, des fonctions de production logistique ont été utilisées, car les données ne permettent généralement pas d'estimer la forme de cette fonction. La version ASPIC 5.3.4 utilisée dans ce cas-ci permet d'inclure des indices de la CPUE séparés. C'est pourquoi on a lancé différents scénarios avec diverses combinaisons de CPUE en vue de déterminer l'influence des séries individuelles et combinées de CPUE sur les résultats du modèle (**Tableau 10**). Dans tous les cas, $B1/K$ a été fixé à une valeur de 1,0 et n'a pas été estimé par le modèle. Afin de voir l'effet d'une simple mise à jour des données utilisées dans la dernière évaluation visant à formuler l'avis, un indice combiné de CPUE a été estimé au moyen de la méthode de Conn (2010). Outre l'utilisation de la prise déclarée de Tâche I servant d'estimation de la prise totale, deux autres estimations ont été utilisées afin de représenter différents niveaux de rejets non comptabilisés (cf. point 2). Dans quelques cas, lorsqu'un scénario comprenant plusieurs indices de CPUE ne convergait pas, les capturabilités des CPUE individuelles n'ont pas été estimées et ont été fixées à la valeur estimée pour cette série lorsqu'il était ajusté individuellement au modèle ASPIC. Les paramètres d'entrée du modèle ASPIC sont présentés à l'**Appendice 5**.

Effets des séries alternatives de CPUE

Les tendances des séries temporelles des indices qui couvrent une période plus longue, tels que les indices palangriers du Japon et du Taipei chinois, fournissent un signal concernant les dynamiques du stock. Ce signal diffèrait de celui émis par les indices d'abondance relative qui commençaient plus tard. Les estimations des ratios de la biomasse et de la mortalité par pêche étaient différentes, en fonction des indices inclus dans le modèle (**Figure 12**). Les récents ratios de la biomasse étaient plus faibles et les ratios de la mortalité par pêche étaient plus élevés pour les scénarios qui incluaient les estimations d'abondance relative du Japon et du Taipei chinois. Tous les scénarios donnent à penser que le ratio de la biomasse a augmenté depuis 2004, mais il est resté inférieur à B_{PME} en 2010. La mortalité par pêche connaît une baisse depuis la fin des années 1990, indépendamment des scénarios, mais le ratio F/F_{PME} était généralement plus élevé pour les scénarios qui incluaient les estimations de l'abondance relative du Japon et du Taipei chinois, contrairement aux autres scénarios. Le scénario présentant six indices (cas 1b) se rapproche le plus du scénario du cas de base utilisé dans le modèle statistiquement intégré.

Prise palangrière récente

Les résultats du modèle utilisant les séries alternatives de capture décrites au point 2.1 indiquaient que la mortalité par pêche récente était plus élevée que celle estimée avec les prises déclarées de la Tâche I (**Figure 13**). Les principales différences des ratios de la biomasse ont été constatées à partir de la moitié des années 1980 et la fin des années 1990, et de manière moins prononcée ces dernières années. L'utilisation de ces scénarios de capture plus élevée suggérait un rétablissement de la biomasse plus lent ou nul au cours des dix dernières années.

Indice combiné

Les ajustements de l'indice combiné étaient semblables à ceux obtenus avec les sept indices séparés utilisés dans le cas de base. Lorsque des estimations de capture alternatives ont été utilisées pour la période récente, l'indice combiné a engendré une perspective plus pessimiste de la tendance récente de la biomasse et de la mortalité par pêche (**Figure 14**). Si la prise récente était plus importante que la Tâche I, les ajustements suggèrent que la biomasse récente continue à chuter.

Diagnostics des ajustements ASPIC

De manière générale, aucune différence importante n'est apparue dans la façon dont les différents scénarios ASPIC s'ajustaient aux séries de CPUE. Les ajustements ASPIC des indices de la palangre du Venezuela, de la palangre des États-Unis et de la pêche récréative des États-Unis expliquaient mieux la variation de ces indices que l'ajustement de l'indice de la pêche au filet maillant du Venezuela (**Figure 15**). Cela s'explique par le fait qu'ils s'ajustaient par rapport à la tendance décroissante générale observée de ces indices, mais non pas par rapport à la tendance relative plane du dernier indice. Aucune tendance claire sur une longue durée n'est apparue dans les valeurs résiduelles des ajustements de ces indices. L'ajustement de l'indice palangrier du Taipei chinois suivait la tendance globale à la baisse de cet indice, mais ne suivait pas les changements à l'échelle décennale observés à la moitié de la série temporelle, par voie de conséquence des valeurs résiduelles ont tendance à être positives à la moitié des années 1980 et négatives dans les années 1990. L'ajustement de l'indice japonais était le plus insuffisant de tous et ne pouvait s'ajuster à l'augmentation initiale de la CPUE et à sa baisse ultérieure. Les valeurs résiduelles sont clairement liées dans le temps en ce qui concerne l'indice japonais et pour la période récente de l'indice du Taipei chinois.

Points de référence de gestion

Les estimations des points de référence de gestion présentaient des différences entre les cas (**Tableau 11, Figure 16**). Les points de référence du cas 1b suggéraient une médiane de la PME de 874 t avec des centiles de 10 et 90 de 795-976 t générée par un stock à productivité faible ($F_{PME} = 0,03$) qui a connu une baisse lente depuis son état vierge ($K = 54.480$ t). Le ratio de la médiane de la biomasse en 2011 de 0,50, avec des centiles de 10 et 90 de 0,42-0,60, suggérait clairement que le stock reste surexploité. Le ratio de la médiane de la mortalité par pêche s'élevait à 0,99 avec des centiles de 10 et 90 de 0,75 et 1,27, ce qui donne à penser que le stock ne faisait probablement pas l'objet d'une surpêche en 2010.

Si les prises récentes étaient supérieures à celles déclarées dans la Tâche I (cas 1c et 1d), la PME estimée dépasserait 1000 t. Toutefois, les ratios actuels de mortalité par pêche seraient supérieurs à 1 ce qui indique que le stock faisait toujours l'objet d'une surpêche. Les estimations du ratio de la biomasse en 2011 n'avaient pas changé et donnaient à penser que le stock restait surexploité indépendamment du niveau de capture utilisé dans les scénarios du modèle (**Tableau 11**). Des scénarios alternatifs du modèle qui utilisait très peu de séries de CPUE (cas 15, 17 et 18 d) fournissaient des résultats plus optimistes que ceux du cas qui utilisait tous les indices disponibles, avec une PME estimée à approximativement 1.100 t - 1.200 t et des ratios de la biomasse s'élevant en 2011 à 0,7 et 0,8, de sorte que le stock reste surexploité.

Tous ces ajustements du modèle suggéraient un stock à faible productivité avec une PME s'élevant à approximativement 0,05 ou à un niveau inférieur, qui a connu une baisse lente par rapport au début de la pêche. Il a été observé que les cas 1b, 1c et 1d présentaient des valeurs de q pour la palangre du Taipei chinois et du Japon qui avaient été fixés et n'avaient pas été estimés par le modèle afin de permettre une convergence du modèle. Les points de référence ont dès lors été limités (**Figure 16**).

Les résultats des cas qui excluaient les indices palangriers du Taipei chinois et du Japon (cas 15, 17 et 18 d) se sont traduits par des estimations des points de référence présentant une incertitude plus élevée (**Figure 16**) que les autres cas, ce qui confirmait l'importance que revêt le signal de l'abondance relative pour les années préalables à 1975.

5.2.2 *Modèle statistiquement intégré*

La structure de base, les postulats, les données d'entrée et les diagnostics complets du cas de base du modèle statistique pleinement intégré concernant la plateforme du stock synthèse sont décrits à l'**Appendice 6**. Les configurations et les résultats de scénarios spécifiques sont décrits ci-dessous. Le Groupe a convenu que le scénario n° 1 serait le cas de base.

Cas de base

Une présentation graphique de toutes les données dont on disposait pour l'analyse est illustrée à la **Figure 1** de l'**Appendice 6**. Un effort a été déployé en vue d'utiliser le plus de données disponibles possible. Cet effort faisait suite aux recommandations formulées par le Groupe sur les istiophoridés en vue de tenter d'utiliser le plus grand nombre possible de données de l'ICCAT et de les inclure, le cas échéant, dans le modèle d'évaluation des stocks. La différence la plus importante entre le modèle ASPIC et le modèle SS pleinement intégré consiste sans doute en le fait que le modèle SS est capable d'estimer les écarts de recrutement annuel. L'estimation des écarts de recrutement annuel donne à penser que le stock de makaire blanc était plus productif et devrait se récupérer plus rapidement que l'estimation du modèle ASPIC.

L'ajustement de la série temporelle de CPUE présentait des incohérences entre les neuf indices (**Appendice 6, Figures 2 A-C et Figure 3**). Le modèle a été dans l'incapacité de complètement cerner quelques-unes des variations annuelles observées dans la CPUE. Les points relatifs à la série temporelle de CPUE ont été débattus au point 4.

Il a été constaté que les données de la composition des tailles n'apportaient aucun signal significatif en ce qui concerne la variation annuelle du recrutement. Compte tenu de ce facteur et des cohérences annuelles dans les données de fréquence des tailles, l'ajustement des longueurs (**Appendice 6, Figures 4-6**) et des sélectivités estimées résultantes (**Appendice 6, Figure 7**) n'a pas posé de problèmes significatifs.

Le Groupe s'est penché sur la meilleure façon de refléter la mortalité après la remise à l'eau de spécimens vivants capturés par des palangriers dans le cadre du modèle d'évaluation. Le Groupe a conclu que la base du problème reposait sur une absence d'estimations fiables des rejets en ce qui concerne à la fois la quantité et la composition des tailles. La **Figure 17** présente la façon dont les prises de makaire blanc et l'effort palangrier (mesuré en nombre d'hameçons) suivaient la même tendance entre 1980 et 1996, la première année des débarquements faisant l'objet de mesures de gestion. Après 1996, les prises déclarées de makaire blanc ont connu une baisse à un rythme plus rapide que celui de l'effort palangrier déclaré. Étant donné que le makaire blanc constitue principalement une espèce de prise accessoire, cela donne à penser que les prises de makaire blanc peuvent avoir été sous-déclarées. Le Groupe a mis l'accent sur la nécessité de disposer également d'estimations de la mortalité des rejets spécifique aux flottilles. Compte tenu de l'importance que pourrait revêtir les prises non déclarées, le Groupe a décidé d'envisager deux niveaux de débarquements potentiels servant de base aux scénarios de sensibilité (**Figure 18**).

Les estimations de la relation du stock reproducteur-recrutement semblaient plausibles (**Appendice 6, Figure 8**). L'estimation du recrutement vierge s'élevait à 5,327 (échelle logarithmique) avec une déviation standard de 0,055, et l'estimation de l'inclinaison était de 0,654, avec une déviation standard de 0,032 (**Appendice 6, Tableau 1**). Cela a donné lieu à une estimation de la production maximale équilibrée de 1.604 t (SD = 28 t). L'état du stock estimé à partir du cas de base du modèle est que le stock est actuellement surpêché ($B/B_{PME} = 0,322$, SD = 0,046), mais qu'il ne fait actuellement pas l'objet d'une surpêche ($F/F_{PME} = 0,720$, SD = 0,105).

Les estimations du recrutement annuel ont affiché des intervalles de confiance très larges (**Appendice 6, Figure 9**). Cela est dû au fait que pratiquement tous les signaux de recrutement provenaient des données de CPUE, étant donné qu'aucun signal n'a été trouvé dans les données de longueurs. Les données de CPUE étaient essentiellement un indice adulte et, en tant que tel, ne peuvent pas fournir de signal clair de la force des recrutements annuels. En outre, en raison des incohérences dans les séries temporelles de la CPUE, le modèle n'a pas pu arriver à des estimations fiables du recrutement annuel. Néanmoins, un changement négatif du recrutement moyen est clairement apparu pour les périodes 1977-1998 et 1999-2010. Toutefois, le signal pour

cette tendance provenait très probablement des données de débarquement, qui a également affiché une baisse au même moment, mais cette baisse était très vraisemblablement due à des mesures réglementaires. Compte tenu de toutes les difficultés évoquées ci-dessus, les estimations du recrutement annuel demeurent fort incertaines. La série temporelle estimée de la biomasse du stock reproducteur avec des intervalles de confiance de près de 95 % est illustrée à la **Figure 10** de l'**Appendice 6**. La mortalité par pêche estimée suivait un schéma semblable à celui des débarquements déclarés (**Appendice 6, Figure 11**).

Afin de mieux décrire l'incertitude entourant le paramètre et les estimations des quantités obtenues, une série de la méthode Markov Chain Monte Carlo (MCMC) a été lancée. Les résultats postérieurs sont présentés aux **Figures 12 A-D** de l'**Appendice 6**. Presque toutes les distributions a posteriori ont donné lieu à des distributions normales ou presque normales, exception faite du second paramètre de la sélectivité du filet maillant. Les distributions a posteriori des quantités dérivées de F/F_{PME} et B/B_{PME} étaient bimodales, ce qui donne à penser qu'un minimum global n'avait éventuellement pas été détecté. L'une des causes pouvant expliquer ce fait est l'absence de consensus entre les séries temporelles de CPUE. De plus amples détails concernant les résultats et le débat portant sur les diagnostics du modèle sont fournis à l'**Appendice 6**.

Scénarios de sensibilité

Dans le but d'examiner la sensibilité des résultats à la possibilité d'une mortalité lors de la remise à l'eau et/ou d'une mortalité cryptique (tel que discuté) et aux différentes séries temporelles de CPUE, le Groupe a demandé que cinq scénarios supplémentaires soient lancés (**Tableau 12**).

De manière générale, les scénarios de sensibilité étaient relativement cohérents dans la représentation des tendances générales des points de référence de gestion, bien que le scénario n° 4 n'ait pas été en mesure de converger. Ce fait s'explique par le retrait de la plus longue série temporelle de CPUE (à savoir, la première série temporelle de CPUE du Japon). Les estimations de F/F_{PME} en 2010 oscillaient entre 0,683 et 1,350, alors que les estimations de B/B_{PME} en 2010 oscillaient entre 0,293 et 0,390 (**Figure 19**). Les estimations de l'inclinaison étaient semblables parmi les scénarios du modèle et oscillaient entre 0,65 et 0,71, de même que les estimations du logarithme du recrutement vierge qui oscillaient entre 5,15 et 5,32. Étant donné que l'inclinaison du recrutement vierge était relativement cohérente, les estimations de la PME étaient également cohérentes, oscillant entre 1.604 et 1.712 t (**Figure 20**).

5.2.3 Comparaison entre les cas de base du modèle ASPIC et du modèle SS

Des comparaisons entre les deux cas de base des modèles ont été réalisées portant sur les points de référence de gestion estimés ainsi que sur la productivité estimée. En ce qui concerne l'estimation des points de référence de gestion, les deux modèles présentaient des résultats similaires, les estimations de F/F_{PME} et B/B_{PME} étant relativement semblables en 2010 (**Figure 21**). Néanmoins, les estimations de la productivité entre les deux modèles étaient très différentes, le modèle ASPIC présentait des estimations très en deçà de la productivité par rapport au modèle SS. Le modèle ASPIC représente un stock qui avait connu une biomasse plus élevée dans un premier temps, était moins productif et présentait une PME plus faible que le modèle SS (**Figure 22**). De plus, les résultats du modèle SS de production structuré par âge (ASPM) se traduisaient également par un stock à faible productivité (SCRS/2012/061). Cela est probablement dû au fait que le modèle SS pleinement intégré avait été configuré afin d'estimer les écarts de recrutements annuels. Contrairement au modèle ASPIC, la liberté d'estimer les écarts de recrutement a permis au modèle SS de prendre en considération les variations de la CPUE et des débarquements. La possibilité d'estimer les écarts de recrutement dans le modèle SS a donné lieu à une estimation d'un stock plus productif et par conséquent, à une PME plus élevée. Sur la base des données disponibles, il n'est pas possible de déterminer quelle est la meilleure représentation des deux modèles, elles sont simplement différentes.

5.3 Projections

En ce qui concerne les projections, le Groupe a postulé que les prises de 2011 et de 2012 étaient semblables à celles estimées pour 2010. Le Groupe a également convenu que les projections devraient être réalisées à partir de 2013 et a postulé des niveaux de captures constants oscillant entre 0 et 1600 t avec des incréments de 200 t.

Néanmoins, étant donné que cette tâche devrait être réalisée au terme de la réunion, il a été décidé que les scientifiques impliqués dans la réalisation des projections collaboreront avec l'expert en dynamique des populations du Secrétariat de l'ICCAT afin de rédiger un document SCRS (PROJ). Ce document abordera les projections fondées sur les modèles sélectionnés à des fins de formulation de l'avis de gestion et fournira les

informations nécessaires décrivant la solidité des méthodes appliquées pour évaluer l'état du stock du makaire blanc et pour élaborer l'avis scientifique. Ce document sera présenté à la réunion des groupes d'espèces du SCRS. Pendant la réunion des groupes d'espèces du SCRS, le Groupe analysera s'il s'avère opportun d'envisager que le document SCRS forme partie du rapport détaillé en tant qu'Appendice ou sous la forme d'un document indépendant.

L'avis de gestion se fondera sur le rapport détaillé et le document SCRS (PROJ) et sera inclus dans le résumé exécutif concernant le makaire blanc.

6. Recommandations

6.1 Recherche et statistiques

- 1) Le Groupe a recommandé que les CPC doivent soumettre les données de Tâche I et de Tâche II pour les réunions intersessions dans les délais fixés par le Secrétariat.
- 2) Le Groupe a recommandé que les études portant sur l'âge et la croissance du makaire blanc soient poursuivies et a encouragé l'évaluation des données de marquage-récupération disponibles dans la base de données de l'ICCAT servant de complément adéquat aux études portant sur l'âge et la croissance.
- 3) Le Groupe encourage le Secrétariat à contacter d'autres ORGP dans la grande Caraïbe afin d'explorer la mise en commun des données relatives aux pêcheries de l'ICCAT.
- 4) Constatant les problèmes d'erreur d'identification entre le makaire blanc, le makaire épée et le makaire-bécune identifiés par le Groupe, un guide d'identification des espèces des istiophoridés de l'Atlantique a été présenté pendant la réunion d'évaluation du makaire blanc. Le Groupe recommande que l'ICCAT distribue ce guide à toutes les flottilles afin d'éviter toute future identification erronée des istiophoridés.
- 5) En signalant que l'estimation des indices d'abondance relative fournit toujours de meilleurs résultats avec la résolution spatio-temporelle la plus élevée permise par les données disponibles, le Groupe a recommandé à toutes les CPC, et notamment à celles qui présentent des captures importantes de makaire blanc, de fournir des indices actualisés d'abondance relative obtenus à partir des données du taux de capture de haute résolution. De plus, il conviendrait d'examiner l'effet des réglementations actuelles sur le processus de standardisation. À titre d'exemple, lorsque l'on ne dispose que d'information sur les poissons retenus, il conviendrait de tenir compte de l'effet de la mise en œuvre des réglementations prévoyant la remise à l'eau des poissons vivants capturés à la palangre, en élaborant par exemple des indices distincts avant et après la mise en œuvre des dites réglementations.
- 6) Le Groupe recommande qu'un protocole objectif visant à évaluer les taux de capture standardisés soit fourni à tous les groupes d'espèces afin d'accélérer le processus de sélection des séries temporelles des indices d'abondance à utiliser dans les scénarios du modèle. Ce protocole devrait être élaboré pendant les réunions de préparation des données tenues avant les réunions d'évaluation.

6.2 Gestion

Aucune recommandation de gestion n'a été envisagée pendant la réunion, étant donné que ces recommandations doivent être débattues pendant la préparation du résumé exécutif dans le cadre de la réunion des groupes d'espèces du SCRS.

7. Autres questions

Aucune autre question n'a été abordée.

8. Adoption du rapport et clôture

Le rapport a été adopté pendant la réunion.

Le Président a remercié les participants pour le travail accompli. La réunion a été levée.

Références

- Anon. 2001, Report of the Fourth ICCAT Billfish Workshop (*Miami, Florida, July 18-28, 2000*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 53: 1-130.
- Anon. 2010, Report of the 2009 ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65 (5): 1851-1908.
- Anon, 2012, Report of the 2011 Blue Marlin Stock Assessment and White Marlin Data Preparatory Meeting (*Madrid, Spain, April 25 to 29, 2011*). Collect. Vol. Sci. Pap. 68(4): 1273-1386.
- Amandè, M.J., Ariz, J., Chassot, E., Delgado de Molina, A., Gaertner, D., Murua, H., Pianet, R., Ruiz, J. and Chavance, P. 2010, Bycatch of the European purse seine tuna fishery in the Atlantic Ocean for the 2003-2007 period. *Aquat. Living Resour.* 23, 353-62.
- Arocha, F. and Bárrios, A. 2009, Sex ratios, spawning seasonality, sexual maturity, and fecundity of white marlin (*Tetrapturus albidus*) from the western central Atlantic. *Fisheries Research*, 95: 98-111.
- Chassot, E., Amandè, M.J., Chavance, P., Pianet, R., Dédo, R.G. 2009, Some preliminary results on tuna discards and by-catch in the French purse seine fishery of the eastern Atlantic ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 64(4): 1054-1067.
- Chavance, P., Amon Kothias, J.B., Dewals, P., Pianet, R., Amandè, M-J., Delgado de Molina, A. and Djoh, A. 2011. Statistics on tuna surface fishery's by-catch landed in Abidjan, Côte d'Ivoire, for the 1982-2009 period. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 2104-2112.
- Conn, P.B. 2010, Hierarchical analysis of multiple noisy abundance indices. *Can J. fish. Aquat. Sci.* 67: 108-120.
- Delgado de Molina A., Ariz, J., Santana, J.C., Pallarés, P. y Nördstrom, V. 2001, Estimación de la importancia de las capturas fortuitas de peces de las familias Istiophoridae y Xiphiidae realizadas por la flota de cerco en el Océano Atlántico intertropical. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 53: 298-306.
- Delgado de Molina A., Sarralde, R., Pallarés, P., Santana, J.C., Delgado de Molina, R. y Ariz, J. 2005, Estimación de capturas de las especies accesorias y de los descartes en la pesquería de cerco de túnidos tropicales en el Océano Atlántico oriental, entre 2001 y 2004. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 58(1): 385-404.
- Die, D.J. and Drew, K. 2008, An Atlantic-wide study of age and growth of Atlantic marlins. *In: Proceedings from the Atlantic Billfish Research Program Symposium*, pp. 67-84. Ed. by D. Donalson. Gulf States Marine Fisheries Commission, Galveston, Texas.
- Gaertner, D., Pianet, R., Ariz, J., Delgado de Molina, A. and Pallarés, P. 2003, Estimates of incidental catches of billfishes taken by the European tuna purse seine fishery in the Atlantic ocean (1991-2000). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(2): 502-510.
- Prager, M.H. 1994, A suite of extensions to a non-equilibrium surplus-production model. *Fish. Bull.* 92374-389.
- Prager, M.H. 2002, Comparison of logistic and generalized surplus-production models applied to swordfish, *Xiphias gladius*, in the North Atlantic Ocean. *Fish. Res.* 58: 41-57.

INFORME DE LA REUNIÓN ICCAT DE 2012 DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE AGUJA BLANCA

(Madrid, España, 21-25 de septiembre de 2012)

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

La Dra. Pilar Pallarés, en nombre del Secretario Ejecutivo de ICCAT, inauguró la reunión y dio la bienvenida a los participantes.

La reunión estuvo presidida por el Dr. Freddy Arocha (Venezuela). El Dr. Arocha dio la bienvenida a los participantes en el Grupo de trabajo y revisó los objetivos de la reunión.

Durante la revisión del orden del día, el Presidente del SCRS llamó la atención del Grupo sobre la estructura definida por el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock para los informes detallados. El Grupo consideró que, en esa fase, resultaba difícil adaptar el orden día a la nueva estructura. Sin embargo, el Grupo recomendó que los relatores tuvieran en cuenta dicha estructura y trataran de incluir, en la medida de lo posible, la información considerada por el Grupo de trabajo sobre métodos en los puntos del orden del día actual. El orden del día (**Apéndice 1**) fue adoptado sin cambios. 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, 7 y 8
M. Ortiz, C. Palma, D. Die y K. Ramírez	Punto 2
E. Prince, J. Hoolihan y C. Sun	Punto 3
G. Díaz, H. Agrelli y P. Travassos	Punto 4
C. Brown, M. Schirripa y D. Die	Punto 5
F. Arocha and K. Ramírez	Punto 6

2. Actualización de la información básica sobre aguja blanca

2.1 Tarea I (capturas)

La Secretaría facilitó un informe detallado de las estadísticas de captura actualizadas de Tarea I (incluyendo descartes de ejemplares muertos) para el periodo de comunicación de 1956-2011 (**Tabla 1 y Figura 1**). Los datos de 2011 son preliminares e incompletos. Tal y como se acordó en el plan de trabajo, la evaluación se realizó con los datos del periodo 1956-2010. Para aquellas CPC que no comunicaron capturas en 2010, estos datos no se traspasaron de años previos. Además, las capturas incluyen la proporción de capturas comunicadas como istiofóridos sin clasificar que fueron reclasificadas como aguja blanca en 2010 (2008-2010 para Brasil) siguiendo las mismas decisiones y recomendaciones adoptadas por el Grupo durante la reunión de preparación de datos de aguja blanca de 2011 (Anón. 2011). Las capturas totales (incluyendo descartes muertos) se presentaron también por tipo de arte (**Tabla 2 y Figuras 2 y 3**) y el palangre continuaba siendo el arte dominante. Se presentó la información sobre descartes vivos para aquellas CPC que facilitaron esta información (**Tabla 3**). No se dispuso de información sobre los descartes vivos totales y sobre la supervivencia de la aguja blanca tras la liberación del palangre. Por tanto, el Grupo no pudo estimar las mortalidades tras la liberación para incluirlas en la evaluación. El Grupo decidió actualizar las estimaciones de captura fortuita de aguja blanca de las pesquerías de cerco tropicales, consúltese la sección 2.1.1 con información más detallada.

El Grupo revisó los datos de captura y esfuerzo. El Grupo debatió la recopilación de datos proporcionada por las CPC sobre capturas de marlines, en cumplimiento de las Recomendaciones de ICCAT (Rec. 98-10, Rec. 00-13 y 04-09) y el modo en que éstas han afectado a las extracciones totales comunicadas en la Tarea I. Se indicó que pocas CPC comunican actualmente los descartes muertos para la aguja blanca. Se recomendó que las CPC comuniquen los descartes basándose en los datos recopilados por los observadores y en los cuadernos de pesca, estableciendo una distinción entre desembarques, descartes muertos y descartes vivos.

El Grupo constató que se había producido una reducción del esfuerzo pesquero para algunas flotas (sobre todo para las flotas de palangre del Atlántico), y especialmente para Taipei Chino, debido a la reducción en la capacidad pesquera y al efecto de las medidas de ordenación de ICCAT.

El Grupo consideró la disponibilidad de información facilitada por las CPC en 2012 para los datos de entrada y la evaluación de aguja blanca. El Grupo realizó varias consultas sobre el esfuerzo pesquero y la captura comunicada.

Las capturas comunicadas de aguja blanca han descendido significativamente desde 2000-2002, sobre todo para las principales flotas de palangre, las reducciones medias se situaron en más del 75% con respecto a los niveles de finales de los noventa (véase **Figura 17**). Sin embargo, es cierto que durante este periodo se produjeron también importantes reducciones en el esfuerzo pesquero del palangre, tal y como muestran las estimaciones de anzuelos totales desplegados por estas flotas (véase **Figura 17**). Pero, proporcionalmente, la reducción en el esfuerzo pesquero de estas flotas de palangre no considera plenamente las reducciones en las capturas de aguja blanca. Asimismo, el Grupo constató que la comunicación de los descartes por parte de las CPC es muy limitada, y hasta la fecha no se ha facilitado otra información sobre cambios en las prácticas de pesca o en la capturabilidad que pueda explicar completamente las reducciones en las capturas de aguja blanca, desde la implementación de los reglamentos de ordenación por parte de la Comisión en 1998/1999. Por consiguiente, el Grupo llegó a la conclusión de que las capturas comunicadas después de 1998/1999 podrían no incluir el incremento de los descartes en el mar, sobre todo de las flotas palangreras, como consecuencia de la implementación de las recomendaciones de ordenación, y, por tanto, las extracciones totales de las estadísticas de Tarea I podrían haber sido subestimadas desde 1998/1999.

Para evaluar esta incertidumbre, el Grupo produjo una gama de estimaciones de extracciones totales potenciales (desembarques + descartes de ejemplares muertos) tras la implementación de los reglamentos de ordenación. El enfoque para esta estimación fue el siguiente: la estimación inferior de la captura se estableció en un nivel igual a las capturas comunicadas (a saber, Tarea I), para las principales flotas de palangre; mientras que la estimación superior se calculó a partir de las tasas de captura de aguja blanca observadas para estas flotas en el periodo anterior a la implementación multiplicadas por el esfuerzo pesquero anual para cada flota desde 1998. Se calcularon las tasas de captura de aguja blanca dividiendo la captura total de cada flota durante 1995-1997 por los anzuelos activos totales comunicados durante el mismo periodo. El esfuerzo (en anzuelos) pesquero del palangre se obtuvo a partir de las estimaciones de 2011 de Eff-Dis (**Figura 4**). En los casos en los que las estimaciones anuales de la captura total obtenidas mediante este enfoque no superaban las capturas comunicadas de Tarea I para una flota, se mantuvo la captura comunicada. El Grupo también produjo series de capturas estimadas a partir de la media de la Tarea I comunicada y de la estimación del límite superior. Este escenario "medio" sería el más apropiado si la mitad de los descartes no comunicados representados en las estimaciones más elevadas fueran descartes de ejemplares vivos. El Grupo no pudo cuantificar la verosimilitud relativa de cada escenario. El Grupo también indicó que la escala de las estimaciones es sensible al rango de años utilizado para calcular las tasas de captura asumidas.

En la **Tabla 4** se presenta un listado de las principales flotas de palangre para las que se realizaron estimaciones, la captura por anzuelo calculada de 1995 a 1997 y cualquier incremento en la captura entre las capturas comunicadas y las estimaciones más elevadas. No se muestran las estimaciones medias, ya que éstas son simplemente la mitad de los incrementos de las estimaciones más elevadas. En la **Figura 5** se muestran las tendencias de captura de las principales flotas de palangre en cada escenario. Cabe señalar que las capturas de palangre de UE -Portugal están incluidas en esta figura resumen, pero no hay información para 1995-1997 con la que producir estimaciones de las extracciones totales, por tanto, para UE-Portugal se utilizaron las capturas comunicadas. Brasil comenzó a comunicar descartes en 2006, por tanto las capturas comunicadas de Tarea I de Brasil se mantuvieron para 2006 en adelante. Las capturas de palangre de Estados Unidos están también incluidas en esta figura, pero no se realizaron estimaciones para esta flota, ya que Estados Unidos comunica los descartes muertos en la Tarea I.

2.1.1 Estimación de captura fortuita de aguja blanca de la pesquería de cerco de túnidos tropicales

Ha habido algunos estudios recientes que han comunicado estimaciones de capturas fortuitas de istiofóridos realizadas con cerco. Dichas estimaciones se obtuvieron a partir de los datos recopilados por los observadores a bordo (Amande *et al.* 2010, Delgado *et al.* 2001, Delgado *et al.* 1 2005, Gaertner *et al.* 2003) y de los desembarques de "faux poisson" en Abijan (Chavance *et al.* 2011). Sólo algunos de los estudios basados en datos de observadores incluyen información suficiente sobre la composición por especies de la captura fortuita de istiofóridos para poder separar a la aguja blanca (Amande *et al.* 2010, Chassot *et al.* 2009, Delgado *et al.* 2005),

mientras que Gaertner *et al.* (2002) solo separa los marlines del pez vela. En los datos de desembarques de marlines incluidos en el "faux poisson" de Abiján (Chavance *et al.* 2011, Chassot *et al.* 2009) no hay información específica de las especies.

Se realizaron estimaciones del volumen de captura fortuita de istiofóridos a partir de los datos de observadores a bordo para diferentes componentes de la flota de cerco y para periodos diferentes (**Tabla 5** y **Figura 6**).

Se retuvo a bordo una proporción importante de la captura fortuita de istiofóridos, que osciló entre el 67% (Amande *et al.* 2010) y el 70% (Delgado *et al.* 2005). Posteriormente, una gran proporción de estas capturas se desembarca en Abiján, desde donde se comunica como un componente de "faux poisson" (Chassot *et al.* 2009, Chavance *et al.* 2009). La mayor parte de la captura fortuita restante (22%) se descarta muerta en el mar o se retiene para su consumo a bordo (5%), sólo aproximadamente un 1% se libera viva (Delgado *et al.* 2005).

Los únicos estudios (Delgado *et al.* 2005, Chassot *et al.* 2009, Amande *et al.* 2010) que comunican identificación de especies individuales en la captura fortuita de istiofóridos de los cerqueros sugieren que sólo unos pocos de los aproximadamente setecientos istiofóridos observados identificados eran aguja blanca (**Tabla 6**). Esto implica que el porcentaje de istiofóridos capturados con cerco que son aguja blanca supone sólo un pequeño porcentaje en número e incluso un porcentaje menor en biomasa. Las estimaciones de Amande *et al.* 2010 son más útiles porque representan tanto a la flota francesa como a la española y están separadas por modo de pesca. Amande *et al.* (2010) estimó que el porcentaje en peso de la aguja blanca en la captura fortuita de istiofóridos en bancos libres se situaba en un 1,8% y en un 3,3% en bancos asociados con DCP. Por el contrario, las estimaciones de Delgado *et al.* 2005 para la flota de cerco española se situaron en un 3,1% en bancos libres y en un 11,1% en bancos asociados con DCP. En su estudio de la flota francesa Chassot *et al.* 2009 no identificó ninguna aguja blanca en la captura fortuita de istiofóridos.

El peso medio de los ejemplares de aguja blanca identificados por Delgado *et al.* (2005) y Amande *et al.* (2010) fue sorprendentemente elevado. Amande *et al.* (2010) comunicó seis agujas blancas con un peso de 600 kg, lo que da un peso medio de 100 kg por ejemplar. Delgado *et al.* (2005) no comunicó los pesos de la captura observada, sin embargo sí comunicó sus contribuciones relativas al peso y número de cada especie de istiofóridos. Esto permite calcular los pesos relativos y sugiere que el peso medio de la aguja blanca es 0,6-0,7 veces el peso de la aguja azul, mientras que el del pez vela es 0,15 veces el peso de la aguja azul. Dado que el peso medio de una aguja azul calculado a partir de los datos de Amande *et al.* 2010 es 135 kg, esto significa que la aguja blanca observada por Delgado tendría un peso de aproximadamente 100 kg. Dichos elevados pesos medios para la aguja blanca no son comunes en las capturas de ningún otro arte que capture esta especie en la zona en la que opera el cerco. Las distribuciones de frecuencias de tallas de aguja blanca obtenidas a partir de los datos de Tarea II para la zona entre 10° N y 10° S y 25° W y 10° E para todos los artes muestran una moda en 160 cm que se corresponde con un peso de 22,4 kg (**Figura 7**). Estos mismos datos muestran que la proporción de peces grandes (> 200 cm y > 44 kg) es sólo aproximadamente el 3% desde el año 2000, aunque era aproximadamente el 35% en los setenta (**Figura 8**). Esto parece sugerir que las agujas blancas de 100 kg no son algo común. Por tanto, es clave que estudios futuros sobre captura fortuita de istiofóridos con cerco confirmen que dichos buques capturan realmente aguja blanca, y que los informes previos no se corresponden con las agujas azules identificadas erróneamente.

A modo de conclusión, los istiofóridos son un componente importante de la captura fortuita de los cerqueros y muchos se retienen y desembarcan, sobre todo en Abiján. La mayoría de estos peces no son aguja blanca y el porcentaje en peso de la aguja blanca representa sólo un pequeño porcentaje del peso total de la captura fortuita de istiofóridos. El Grupo acordó utilizar los porcentajes obtenidos por Amande *et al.* (2010) del 1,8% en bancos libres y del 3,3% en bancos asociados con DCP, para calcular la captura de aguja blanca realizada por las flotas de cerco, junto con las ratios de captura fortuita de istiofóridos con respecto a la captura de túnidos tal y como proponía antes Delgado *et al.* (2001), Delgado *et al.* (2005), Gaertner *et al.* (2003) y Amande *et al.* (2010). Las estimaciones obtenidas mediante este proceso para el periodo 2000-2010 se muestran en la **Figura 6** y la **Tabla 7**. Las estimaciones de la captura fortuita de istiofóridos obtenidas aquí son superiores a las facilitadas por Amande *et al.* (2010), pero similares a las obtenidas para un periodo previo por Gaertner *et al.* (2003).

2.2 Tarea II (captura-esfuerzo y muestras de talla)

La Secretaría facilitó un resumen actualizado de los datos de captura y esfuerzo y de los datos CAS/talla de Tarea II. En lo que concierne a las muestras de talla, los análisis preliminares de las frecuencias de tallas y la composición por tallas se presentaron en el documento SCRS/2012/062.

El documento SCRS/2012/062 presentaba un análisis detallado de los datos de frecuencias de tallas presentados a la Secretaría. Desde 1970 hasta 2010 se midieron más de 130.000 agujas blancas. Todos los datos se convirtieron a longitud de mandíbula inferior a horquilla (LJFL cm), utilizando los factores de conversión de talla y peso-talla adoptados por el SCRS. Las muestras con tallas inferiores a 50 cm LJFL o superiores a 400 cm LJFL se consideraron datos atípicos y, como tales, se excluyeron de los análisis. Una revisión de las muestras de frecuencias por flota, arte, año y trimestre resaltó dos series que indicaban claramente mayores alejamientos de la tendencia general y posiblemente incluyeron o bien un error en la medición comunicada o una identificación errónea de las especies. Estas series fueron las muestras de talla de redes de enmalle de Ghana para 1999, trimestre 2, y las muestras de talla de palangre de Brasil para 1995, también para el trimestre 2. Estas series se excluyeron de análisis ulteriores. El Grupo examinó las diferentes frecuencias de tallas y solicitó nuevos análisis. La **Figura 9** muestra la distribución (gráfico de mosaico) de las muestras de talla por año y flotas de palangre principales. Se constató que ninguna flota proporcionó muestras de talla constantes. Por tanto, es posible que las tendencias en la talla media o la distribución de frecuencias de tallas reflejen cambios en la flota fuente, en vez de en la población de stock. Sin embargo, un examen de las tallas de peces recogidas por flota no suscitó inquietud alguna. No se examinaron los patrones espaciales de las tallas de los peces, pero esto debería realizarse en el futuro. Los datos de frecuencias de tallas se agregaron por artes principales (pesquerías de palangre, red de enmalle, deportivas y de recreo) y año, en intervalos de talla de 5 cm (50-325 cm LJFL) para utilizarlos como valores de entrada en el modelo estadístico de captura.

El documento SCRS/2012/062 también presentaba una tendencia anual de mediana de talla estandarizada para la aguja blanca, basada en los datos de frecuencias de tallas. La estandarización utilizaba un GLM con los factores flota, arte, año, trimestre y sexo. Las principales diferencias se identificaron dentro de combinaciones arte-flota. Las series de talla media estandarizadas indicaban un descenso en la talla desde 1970, alcanzando los valores más bajos en 1995. Desde entonces, la talla media se ha incrementado lentamente. Sin embargo, el Grupo indicó que los cambios en la talla media podrían deberse a un muestreo no equilibrado de algunas de las principales pesquerías, y expresó su precaución en la interpretación de estos resultados.

2.3 Otra información (marcado)

La Secretaría facilitó tablas actualizadas de colocaciones y recuperaciones de marcas convencionales comunicadas por las CPC. Los datos sobre colocaciones y recuperaciones de marcas se presentan en la **Figura 10**.

3. Examen de la información biológica

3.1 Biología

A efectos de esta evaluación, las tallas por edad y la madurez se basaron en estimaciones facilitadas por Die y Drew (2008). Las consideraciones relacionadas con la ratio de sexos, la estacionalidad del desove, la madurez sexual y la fecundidad se basaron en los trabajos de Arocha y Bárríos (2009).

Se puso a disposición de la reunión de evaluación de aguja blanca una guía de identificación de especies para los istiofóridos del Atlántico (cuyos autores fueron Freddy Arocha y Lawrence Beerkircher). Se trata de una guía de identificación de istiofóridos precisa y bien escrita dirigida tanto a los pescadores como a los científicos. Como tal, el Grupo sugirió que ICCAT distribuya esta guía a todas las flotas para evitar la identificación errónea de istiofóridos. Esto reviste especial importancia para evitar la identificación errónea entre marlín peto y aguja blanca, que había generado inquietud al Grupo y que había dado lugar a una evaluación de especies mezcladas para la aguja blanca en 2012.

El documento SCRS/2012/040 abordaba el muestreo de las flotas de palangre artesanales de Venezuela que se dirigen a los túnidos y especies afines (por ejemplo, istiofóridos). Se trata de un programa mejorado de seguimiento específico de las especies que resume los protocolos de muestreo en el mar y las actividades asociadas. Está bien ilustrado y proporciona un enfoque adecuado para el muestreo en el mar de los buques de pesca artesanales (buques de menos de 15 m). El Grupo sugirió que se considere este enfoque para muchas de las flotas artesanales del Atlántico de ICCAT que dirigen su actividad a especies pelágicas.

3.2 Marcado

El documento SCRS/2012/067 presentaba un análisis de los datos de colocación y recuperación de marcas de aguja blanca para obtener las estimaciones de parámetros de crecimiento de von Bertalanffy. Las estimaciones

de la talla media asintótica y de las tasas de crecimiento se obtuvieron mediante el ajuste de mediciones de crecimiento observadas de peces marcados recuperados a partir de los datos de marcado utilizando el método Fabens. El modelo demostraba una alta sensibilidad a los datos de entrada, y se obtuvieron estimaciones razonables sólo cuando se aplicaron criterios de filtrado estrictos. La talla media asintótica del modelo más apropiado se estimó en 218 cm con una tasa de crecimiento constante de 0,33. Los sesgos potenciales en las estimaciones podrían haber sido el resultado de mediciones de talla imprecisas e inexactas, de la ausencia de contraste en las gamas de tallas y de la falta de información sobre edad en el pescado comercializado. Deberían compararse los resultados con las estimaciones de marcos de modelos alternativos y de métodos de estimación de la talla por edad.

4. Examen de la serie de captura por unidad de esfuerzo

En el documento SCRS/2012/048 se presentaba la CPUE estandarizada para la pesquería de palangre brasileña. El Grupo preguntó por las razones por las que los autores habían optado por utilizar una distribución Poisson en vez de un enfoque delta-lognormal. Los autores indicaron que "número de peces" es una variable discontinua y que, por tanto, creyeron que sería más apropiado utilizar una distribución Poisson. El Grupo también debatió el hecho de que las zonas pesqueras utilizadas como factor en los modelos podrían ser demasiado amplias y que los autores podrían querer considerar explorar el uso de zonas más pequeñas en análisis futuros. Se constató también que las CPUE nominales y estandarizadas eran muy diferentes para algunos años. El Grupo debatió brevemente qué factores del modelo podrían producir dichas diferencias. El Grupo manifestó su inquietud por el hecho de que la utilización de "Pabellón" como un factor en el modelo no captase plenamente la variabilidad asociada con los grandes cambios en los buques, los cambios en la configuración de los artes y las especies objetivo, etc. En otras palabras, el modelo podría no tener en cuenta plenamente los cambios potenciales en la capturabilidad. El Grupo también manifestó su inquietud con respecto a la definición de "noche" y "día" como un factor que describía la hora del lance. Esto se debe a que la hora del día utilizada para definir "día" y "noche" parece haberse definido del mismo modo sin tener en consideración el momento del año y la longitud. Sin embargo, hubo un acuerdo general en cuanto a que el efecto potencial de utilizar una definición única de "día" y "noche" era probablemente muy pequeño. Un punto particular que preocupaba al Grupo era la elevada variabilidad interanual observada en el índice que parecía no ser plausible desde el punto de vista biológico. Esta cuestión en particular fue reconocida por el autor en el documento.

En el documento SCRS/2012/056 se presentaba una serie de CPUE estandarizada para la flota de palangre de Taipei Chino. El Grupo constató un importante descenso en la CPUE en la última década de la serie temporal. El Grupo indicó que este descenso coincidía con la adopción de las regulaciones de ordenación de ICCAT de 1998 para esta especie. Además, las reducciones en la capacidad pesquera de la flota palangrera de Taipei Chino contribuyeron a la reducción global de las capturas de aguja blanca. El Grupo constató que las capturas de pez espada también habían descendido durante el mismo período. Esta CPUE se desarrolló utilizando toda la captura de aguja blanca. El Grupo observó que, aunque la CPUE nominal era baja para el periodo 2000-2010, el índice estandarizado para este mismo periodo era relativamente alto. El Grupo indicó que la distribución reciente del esfuerzo pesquero se extendía en estratos en los que cabía esperar bajas tasas de captura de aguja blanca.

El documento SCRS/12/060 presentaba una actualización del índice de CPUE de la pesquería de palangre de Estados Unidos estimado a partir de los datos de observadores. Los autores indicaron que, aunque en los últimos de la serie temporal la aguja blanca y la aguja picuda se consignaron por separado, para la última parte de la serie temporal se combinaron en este índice porque habían optado por estimar un índice para ambas especies combinadas porque durante la primera fase de la serie temporal dicha diferenciación no estaba disponible y el plan de trabajo para istiofóridos requería que se hiciera así. El índice se estimó utilizando todos los peces capturados (a saber, incluyendo tanto descartes muertos como liberaciones de ejemplares vivos).

El documento SCRS/2012/055 presentaba los resultados del modo en que la inclusión de las tasas de capturas afecta a los resultados de la versión estado-espacio bayesiana de tipo Schaefer. Los autores indicaron que la inclusión de la CPUE que sólo considera las dos o tres últimas décadas de la serie temporal tenía un efecto muy limitado o ningún efecto en los resultados del modelo y que los desembarques parecían ser más informativos para el modelo que las CPUE. El Grupo debatió el hecho de que la ausencia de cambios en los parámetros estimados, cuando se incluyeron los diferentes puntos de datos de la CPUE en el modelo, podrían ser el resultado de la ausencia de una señal en las series de CPUE. Como alternativa, el Grupo debatió la posibilidad de se pudiesen estimar con suficiente precisión los parámetros en el periodo inicial de la serie temporal, de tal modo que la inclusión de nuevos puntos de datos de CPUE no produzca cambios en las estimaciones.

En el documento SCRS/2012/054 se presentaba una serie de CPUE para la flota palangrera de UE- España. El Grupo reconoció las dificultades a las que se enfrentaba para evaluar plenamente este documento, dado que ninguno de los autores asistió a la reunión. Por ejemplo, el Grupo no pudo evaluar si los descartes muertos y las liberaciones vivas se habían incluido en la estimación de la CPUE o si se había utilizado la relación entre los dos conjuntos de datos. Además, el documento no contenía información suficiente que pudiese explicar las diferencias en la proporción positiva observada entre los dos conjuntos de datos.

Además de las tres series de CPUE descritas antes, hubo otras seis series de CPUE disponibles para el Grupo que o bien se presentaron en la reunión de preparación de datos de aguja blanca de 2011 (véase el "Informe de la reunión de evaluación de stock de aguja azul y de la reunión de preparación de datos de aguja blanca") o se habían utilizado en las evaluaciones de stock anteriores.

En resumen, las series de CPUE disponibles para el Grupo fueron las siguientes (**Tabla 8** y **Figura 11**):

- 1) Taipei Chino, pesquería de palangre, 1967-2010.
- 2) Brasil, palangre, 1978-2011
- 3) Estados Unidos, palangre, 1992-2010
- 4) España, palangre, 1988-2010.
- 5) Venezuela, red de enmalle, 1991-2010
- 6) Venezuela, palangre, 1991-2010
- 7) Venezuela, deportiva, 1961-1995
- 8) Estados Unidos, de recreo, 1973-2010
- 9) Japón, palangre, 1959-1999
- 10) Japón, palangre, 1990-1999, 2000-2010

Los detalles de la CPUE para la pesquería deportiva de Venezuela y la pesquería de palangre de Japón (1959-1999) pueden consultarse en el Informe de la 4ª Jornadas de trabajo ICCAT sobre marlines (Anón. 2011), los detalles del índice de recreo de Estados Unidos pueden consultarse en la edición de 2012 de la Colección de documentos científicos Pap. y para el resto de los índices que no se presentaron durante la reunión, puede consultarse información detallada en el "Informe de la reunión de evaluación de aguja azul y de preparación de datos de aguja blanca (Anón. 2012).

El Grupo acordó que se prevé que la implementación de la [Rec. 98-10], que requiere que las CPC reduzcan sus desembarques de aguja blanca a un tercio de los niveles de 1999 y que liberen los ejemplares de aguja blanca de los palangres y cercos que estén vivos al izarlos a bordo, dará lugar a un incremento de los descartes regulatorios. Por tanto, el Grupo convino en la importancia de considerar si las CPUE disponibles se habían estimado utilizando todas las capturas de aguja blanca en vez de sólo los datos de los peces retenidos.

Siguiendo las directrices (presentadas en forma de tabla) desarrolladas por el Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock del SCRS (WGSAM), el Grupo evaluó las series de CPUE disponibles para su inclusión en los modelos de evaluación. El Grupo decidió modificar la tabla reduciendo las puntuaciones de 1-5 a 1-3 y añadiendo otro elemento para indicar si los descartes de aguja blanca fueron incluidos en los datos utilizados para estimar los índices. El Grupo encontró varias dificultades a la hora de evaluar algunos de los elementos de la tabla. Por ejemplo, la parte de captura representada por el índice respecto a la captura total del stock o las tendencias entre la captura y la serie de CPUE fueron difíciles de evaluar porque esta información no formaba parte de los documentos. El Grupo tampoco pudo evaluar cuantitativamente si la variabilidad interanual se encontraba fuera de los límites biológicamente plausibles y la gravedad de estas desviaciones porque el código de R utilizado en el SCRS/2012/039 no estaba disponible para el Grupo en el momento de la reunión. La **Tabla 9** muestra las puntuaciones asignadas a cada elemento en la serie de CPUE. Para algunos elementos de la tabla se utilizó la puntuación "N/A" (no aplicable). El Grupo acordó también que era difícil asignar una puntuación final a cada serie de CPUE basándose en la puntuación parcial de cada elemento, porque consideraba que no debería concederse la misma importancia a todos los elementos. Por último, el Grupo reconoció que resulta difícil evaluar la calidad de un índice cuando el(los) autor(es) del documento no están presentes en la reunión. El Grupo sugirió considerar la presencia (o ausencia) de los autores en la reunión como un elemento más utilizado para evaluar el índice.

Después de considerar las puntuaciones parciales asignadas a cada elemento de la **Tabla 9**, el Grupo tomó las siguientes decisiones respecto a los índices:

- 1) **Taipei Chino, pesquería de palangre (1967-2010):** Aunque este índice se estimó a partir de datos agregados y los factores considerados para la estandarización solo incluían año, mes y latitud y longitud, el Grupo se mostró de acuerdo en que este índice era valioso porque abarcaba toda la serie temporal utilizada en la evaluación, cubría una extensa zona geográfica y se había calculado utilizando todas las capturas. Por lo tanto, el Grupo acordó que era adecuado para la inclusión de la CPUE en los modelos de evaluación.
- 2) **Brasil, pesquerías de palangre (1978-2011):** El Grupo consideró que dada la elevada frecuencia de los valores de CPUE que parecían tener graves desviaciones respecto a valores biológicamente plausibles, así como la inquietud respecto a que los cambios en la estrategia de pesca podrían no haber sido plenamente tenidos en cuenta, esta serie de CPUE no debería ser incluida en la evaluación en este momento.
- 3) **Estados Unidos, palangre (1992-2011):** Aunque este índice cubría un periodo relativamente corto (1992-2010), el Grupo consideró que este índice era valioso porque se había elaborado utilizando datos de observadores e incluía todas las agujas blancas capturadas (es decir, descartes vivos y muertos).
- 4) **España, palangre (1988-2010):** El Grupo manifestó alguna inquietud acerca de las graves desviaciones respecto a valores biológicamente plausibles y por el alto grado de agregación de algunos de los datos. No obstante, el Grupo decidió incluir este índice en los modelos de evaluación debido a la zona geográfica que cubre.
- 5) **Venezuela, pesquería de redes de enmalle:** Aunque este índice corresponde a una zona geográfica muy limitada, el Grupo acordó utilizarlo en los modelos de evaluación porque era el único índice disponible de redes de enmalle para las capturas de estas pesquerías utilizadas en los modelos, y debido a que el índice procede de un "punto caliente" para la aguja blanca.
- 6) **Venezuela, palangre:** El Grupo incluyó este índice en los modelos de evaluación porque cubría una zona del Caribe para la que no se dispone de otras series de CPUE del palangre. Además, se indicó que el área cubierta por el índice incluye un "punto caliente" para la aguja blanca, y el índice se elaboró utilizando datos de todos los peces capturados (es decir, desembarcados, descartados muertos y liberados vivos según el programa de observadores de Venezuela).
- 7) **Venezuela, pesquerías deportivas:** Este índice no fue incluido en la evaluación porque no estaba estandarizado, no incluía descartes y la calidad de los datos parecía escasa.
- 8) **Estados Unidos, pesquería de recreo (1973-2010):** El Grupo decidió incluir este índice debido a la gran zona geográfica cubierta por el índice, al hecho de que incluye todas las capturas (es decir, peces desembarcados, descartados muertos y liberados vivos), al alcance de la serie temporal y debido también a que el modelo de evaluación incluía una pesquería deportiva/de recreo.
- 9) **Japón, palangre (1959-1999):** El índice histórico se incluyó en los modelos de evaluación porque el Grupo estaba de acuerdo en la importancia de contar con más de un índice que cubra la primera parte de la serie temporal. Además, el índice abarca una gran zona geográfica y una gran parte de la captura total del stock.
- 10) **Japón, palangre (1990-2000, 2001-2009):** El Grupo se mostró de acuerdo en la importancia de usar estos dos índices porque uno de ellos cubre la parte más reciente de la serie temporal (que no está cubierta por el otro índice japonés). Sin embargo, el Grupo reconoció que para los años 1990-1999 existía un solapamiento entre uno de estos índices y el índice histórico japonés que debería ser abordado durante los análisis.

5. Evaluación de stock

5.1 Métodos

El Grupo acordó realizar la evaluación del estado del stock utilizando dos modelos: 1) un modelo de producción en no equilibrio (ASPIC) y 2) el modelo stock synthesis plenamente integrado descrito en el **Apéndice 6**. Se presentó al Grupo un modelo de producción excedente bayesiano (BSP) como tercera opción. Sin embargo, el Grupo no pudo evaluar plenamente los métodos, diagnósticos y resultados de este modelo durante la reunión. Aunque la somera evaluación que se realizó indicaba que los resultados eran, de forma general, coherentes con los otros dos modelos, los resultados no se consideraron formalmente para el asesoramiento de ordenación

debido a que el Grupo no realizó una evaluación detallada. En el **Apéndice 4** se presentan los detalles y las figuras del BSP.

El Grupo se mostró de acuerdo también en llevar a cabo ensayos del modelo utilizando los índices descritos en la Sección 4. La versión de las capturas de Tarea I desarrollada tal y como se describe en la Sección 2 se utilizó para los ensayos del caso base (**Tabla 1**). Las dos series de captura (estimaciones superiores y medias) con extracciones potenciales totales alternativas (capturas + descartes muertos) tras la implementación de las reglamentaciones de ordenación se utilizaron para los ensayos de sensibilidad.

Las capturas se asignaron a cuatro agrupaciones de artes: palangre, redes de enmalle, cerco y caña y carrete (capturas de la pesquería de recreo), mientras que la captura procedente de todos los demás artes se agrupó con las capturas de palangre, ya que este arte es el menos selectivo para la aguja blanca en lo que concierne a la talla.

Tras un ensayo preliminar llevado a cabo con el modelo *stock synthesis*, el Grupo acordó no incluir el índice de palangre español en los posteriores ensayos del modelo teniendo en cuenta las inquietudes discutidas en la sección 4.

5.2 Estado del stock

5.2.1 Modelo de producción en no equilibrio (ASPIC)

En todas las evaluaciones recientes de istiofóridos se han utilizado los modelos de producción dinámicos implementados con el software de ASPIC (Prager, 1994, 2002). Para la aguja blanca, se utilizó ASPIC en las evaluaciones de 1994, 1998 y 2000. En todos los casos, se utilizaron funciones de producción logística porque los datos normalmente no permiten la estimación de la forma de esta función. La versión de ASPIC 5.3.4 utilizada aquí permite la inclusión de índices de CPUE separados. Por tanto, se desarrollaron varios escenarios con diferentes combinaciones de CPUE para determinar la influencia de series de CPUE individuales y de sus combinaciones sobre los resultados del modelo (**Tabla 10**). En todos los casos, $B1/K$ se fijó en un valor de 1,0 y no fue estimado por el modelo. Para observar el efecto de actualizar simplemente los mismos datos utilizados en la última evaluación para desarrollar el asesoramiento se estimó un índice de CPUE combinado utilizando el método de Conn (2010). Además de utilizar la captura declarada en Tarea I como una estimación de la captura total, se utilizaron dos estimaciones alternativas para representar diferentes niveles de descartes no tenidos en cuenta (véase la Sección 2). En unos pocos casos en los que un escenario con muchos índices de CPUE no convergía, no se estimaron las capturabilidades de las CPUE individuales, sino que se fijaron en el valor estimado para esa serie cuando se ajustó en solitario al modelo ASPIC. Los parámetros de entrada para el modelo ASPIC se presentan en el **Apéndice 5**.

Efectos de series de CPUE alternativas

Las tendencias de las series temporales para los índices que abarcan un periodo más largo, como el de palangre de Taipei Chino y el de palangre japonés, proporcionaban una señal de la dinámica del stock. Esta señal era diferente de la señal dinámica proporcionada por los índices de abundancia relativa que empezaban más tarde. Los ratios de biomasa y de mortalidad por pesca estimadas diferían dependiendo de los índices incluidos en el modelo (**Figura 12**). Los ratios de biomasa reciente son inferiores y los ratios de mortalidad por pesca son mayores para los escenarios que incluían las estimaciones de abundancia relativa de Japón y de Taipei Chino. Todos los escenarios sugieren que el ratio de biomasa ha aumentado desde 2004, pero ha permanecido por debajo de B_{RMS} en 2010. La mortalidad por pesca ha ido descendiendo desde finales de los 90 independientemente de los escenarios, pero el ratio F/F_{RMS} era generalmente más elevada para los escenarios que incluían las estimaciones de abundancia relativa tanto de Japón como de Taipei Chino, pero no para los demás escenarios. El escenario con seis índices (caso 1b) es el más cercano al escenario del caso base utilizado en el modelo estadísticamente integrado.

Captura reciente de palangre

Los resultados del modelo obtenidos utilizando la serie de captura alternativa descrita en la sección 2.1 demostraron que la mortalidad por pesca reciente es superior a la estimada con las capturas declaradas de Tarea I (**Figura 13**). Los ratios de biomasa diferían principalmente entre mediados de los 80 hasta finales de los 90 y menos en años recientes. Utilizar estos escenarios de captura más elevada sugería un recuperación de la biomasa más lenta o inexistente durante los últimos diez años.

Índice combinado

Los ajustes al índice combinado eran similares a los obtenidos con los siete índices separados utilizados en el caso base. Cuando se utilizaron estimaciones de captura alternativas para el periodo reciente, el índice combinado produjo una perspectiva más pesimista de la tendencia reciente de la biomasa y de la mortalidad por pesca (**Figura 14**). Si la captura reciente era mayor que la Tarea I, los ajustes sugieren que la biomasa reciente continúa descendiendo.

Diagnósticos de los ajustes de ASPIC

En general, no existían grandes diferencias en cómo ajustaban las series de CPUE los diversos escenarios de ASPIC. Los ajustes de ASPIC a los índices del palangre venezolano, del palangre estadounidense y de la pesquería de recreo estadounidense explicaban más la variación en estos índices que el ajuste al índice de la pesquería de redes de enmalle de Venezuela (**Figura 15**). Esto se debe a que ajustaban la tendencia descendente general observada en estos índices pero no la tendencia plana relativa del último índice. No había tendencias temporales largas obvias en los residuos de estos ajustes a estos índices. El ajuste al índice de palangre de Taipei Chino seguía la tendencia descendente global en este índice, pero no los cambios a nivel de décadas observados en el medio de la serie temporal y, como resultado, los residuos tendían a ser positivos en los 80 y negativos en los 90. El ajuste al índice japonés fue el más pobre de todos y no pudo ajustar el aumento inicial en la CPUE ni el posterior descenso. Los residuos están claramente correlacionados con el tiempo para el índice japonés y para el periodo reciente del índice de Taipei Chino.

Elementos de referencia de la ordenación

Los elementos de referencia de la ordenación estimados diferían entre los casos (**Tabla 11, Figura 16**). Los elementos de referencia para el caso 1b sugerían una mediana de RMS de 874 t con percentiles de 10 y 90 de 795-976 t generada por un stock de baja productividad ($F_{RMS} = 0,03$) que ha estado descendiendo lentamente desde su estado virgen ($K = 54.480$ t). La mediana de la ratio de la biomasa en 2011 fue de 0,50, con percentiles de 10 y 90 de 0,42-0,60, lo que sugiere claramente que el stock continúa sobrepescado. La mediana de la ratio de la mortalidad por pesca fue de 0,99 con percentiles de 10 y 90 de 0,75 y 1,27, lo que sugiere que probablemente en 2010 no se produjera sobrepesca.

Si las capturas recientes fueran mayores que las comunicadas en la Tarea I (casos 1c y 1d) el RMS estimado se encontraría en aproximadamente 1000 t. Las ratios de mortalidad por pesca actuales, sin embargo, serían mayores que 1, lo que indica que se sigue produciendo sobrepesca. Las estimaciones de la ratio de biomasa en 2011 no cambiaron y sugerían que el stock permanece sobrepescado independientemente del nivel de capturas utilizado en los ensayos del modelo (**Tabla 11**). Los ensayos alternativos del modelo que utilizaban pocas series de CPUE (casos 15, 17 y 18d) proporcionaban resultados más optimistas que el caso que utilizó todos los índices disponibles, con un RMS estimado de aproximadamente 1.100-1.200 t y ratios de biomasa en 2011 entre 0,7 y 0,8, por lo que el stock continúa sobrepescado.

Todos estos ajustes del modelo sugieren un stock de baja productividad, con una F_{RMS} de aproximadamente 0,05 o inferior que ha estado descendiendo lentamente desde el inicio de la pesquería. Cabe señalar que los casos 1b, 1c y 1d tenían valores de q para el palangre japonés y de Taipei Chino que fueron fijados y no estimados por el modelo para permitir la convergencia del modelo. Los elementos de referencia están, por tanto, limitados (**Figura 16**).

Los resultados de los casos que excluían los índices de palangre japonés y de Taipei Chino (casos 15, 17 y 18d) produjeron estimaciones de los elementos de referencia con una mayor incertidumbre (**Figura 16**) que los demás casos, lo que confirmó la importancia de la señal de abundancia relativa para los años anteriores a 1975.

5.2.2 Modelo estadísticamente integrado

La estructura básica, los supuestos, los datos de entrada y los diagnósticos completos del caso base del modelo estadístico plenamente integrado en la plataforma de stock synthesis se describen en el **Apéndice 6**. Las configuraciones y resultados de los ensayos específicos se describen a continuación. El Grupo acordó que el Ensayo 1 sería el caso base.

Caso base

En la **Figura 1** del **Apéndice 6** se muestra una visualización gráfica de todos los datos disponibles para el análisis. Se hizo un esfuerzo para usar la mayor cantidad posible de datos disponibles. Esto se hizo en respuesta a recomendaciones previas formuladas por el Grupo de especies de istiofóridos respecto a intentar utilizar la

mayor cantidad posible de datos de ICCAT e incluirlos, cuando proceda, en el modelo de evaluación de stock. Posiblemente, la diferencia más importante entre el modelo ASPIC y el modelo SS plenamente integrado es el hecho de que el modelo SS puede estimar desviaciones del reclutamiento anual. La estimación de las desviaciones del reclutamiento anual tuvo como resultado la percepción de que el stock de aguja blanca era más productivo y se recuperaría más rápido de lo que había estimado el modelo ASPIC.

El ajuste a la serie temporal de CPUE presentaba incoherencias entre los nueve índices (**Apéndice 6, Figuras 2 A-C y Figura 3**). El modelo no pudo reflejar totalmente algunas de las variaciones anuales observadas en la CPUE. Los temas asociados con las series temporales de CPUE se debaten en la Sección 4.

Se halló que los datos de composición de tallas no proporcionan ninguna señal significativa con respecto a la variación anual en el reclutamiento. Considerando esto y las coherencias anuales en los datos de frecuencias de tallas, el ajuste a las tallas (**Apéndice 6, Figuras 4-6**) y a las selectividades estimadas resultantes (**Apéndice 6, Figura 7**) no planteó problemas importantes.

El Grupo debatió el mejor modo de abordar el tema de la mortalidad tras la liberación de los descartes vivos del arte de palangre en el marco de modelación de evaluación. El Grupo concluyó que la base del problema es la falta de estimaciones fiables de descartes, tanto en lo que respecta a la cantidad como a la composición por tallas. La **Figura 17** muestra cómo las capturas de aguja blanca y el esfuerzo de palangre (medido en número de anzuelos) siguieron la misma tendencia desde 1980 hasta 1996, el primer año de los desembarques objeto de ordenación. Después de 1996, las capturas declaradas de aguja blanca descendieron a un ritmo más rápido que el esfuerzo de palangre declarado. Dado que la aguja blanca es principalmente una especie de captura fortuita, esto sugiere que las capturas de aguja blanca podrían haber sido infradeclaradas. El Grupo resaltó la necesidad de estimar también las mortalidades por descarte específicas de las flotas. Teniendo en cuenta la potencial importancia de las capturas no comunicadas, el Grupo eligió considerar dos niveles de desembarques potenciales como base para llevar a cabo los ensayos de sensibilidad (**Figura 18**).

Las estimaciones de la relación stock reproductor-reclutamiento parecían plausibles (**Apéndice 6, Figura 8**). La estimación del reclutamiento virgen fue de 5,327 (escala logarítmica), con una desviación estándar de 0,055, y la estimación de la inclinación fue de 0,654 con una desviación estándar de 0,032 (**Apéndice 6, Tabla 1**). Esto tuvo como resultado una estimación del rendimiento máximo sostenible de 1604 t (SD = 28 t). La estimación del estado del stock resultante, realizada a partir caso base del modelo, es que el stock está actualmente sobrepescado ($B/B_{RMS} = 0,322$, SD = 0,046) pero no está siendo objeto de sobrepesca ($F/F_{RMS} = 0,720$, SD = 0,105).

Las estimaciones de reclutamiento anual mostraban intervalos de confianza muy amplios (**Apéndice 6, Figura 9**). Esto se debía al hecho de que casi todas las señales del reclutamiento procedían de datos de CPUE, ya que no se halló ninguna en los datos de tallas. Los datos de CPUE procedían sobre todo de un índice de adultos y, por tanto, no pueden proporcionar una señal clara de la fuerza de los reclutamientos anuales. Además, dadas las incoherencias en las series temporales de CPUE, el modelo no pudo obtener estimaciones fiables de reclutamiento anual. Sin embargo, era evidente un cambio negativo en el reclutamiento medio para los periodos 1977-1998 y 1999-2010. Sin embargo, es muy probable que la señal de esta tendencia proceda de los datos de desembarque, que mostraban una disminución al mismo tiempo, pero es más que se deba a medidas reglamentarias. Dadas las dificultades mencionadas, las estimaciones del reclutamiento anual siguen siendo muy inciertas. La serie temporal estimada de la biomasa del stock reproductor con intervalos de confianza de aproximadamente el 95% se muestra en el **Apéndice 6, Figura 10**. La mortalidad por pesca estimada seguía un patrón similar al de los desembarques comunicados (**Apéndice 6, Figura 11**).

Para describir mejor la incertidumbre sobre el parámetro y las estimaciones de cantidades obtenidas, se llevó a cabo una serie de Markov Chain Monte Carlo (MCMC). Las distribuciones posteriores resultantes se muestran en el **Apéndice 6, Figuras 12 A-D**. Casi todas las distribuciones posteriores tuvieron como resultado distribuciones normales o casi normales, con una excepción, que fue el segundo parámetro de selectividad de las redes de enmalle. Las distribuciones posteriores de las cantidades derivadas F/F_{RMS} y B/B_{RMS} eran bimodales, lo que sugiere que quizá no se halló un mínimo global. Una posible causa de esto es la falta de acuerdo entre las series temporales de CPUE. En el **Apéndice 6** se presentan discusiones y resultados más detallados sobre los diagnósticos del modelo.

Ensayos de sensibilidad

Con el fin de examinar la sensibilidad de los resultados a la posibilidad de mortalidad posterior a la liberación y/o críptica (tal y como se había discutido) y a las diferentes series temporales de CPUE, el Grupo solicitó que se realizaran cinco ensayos adicionales (**Tabla 12**).

De forma general, los ensayos de sensibilidad fueron relativamente coherentes en su descripción de las tendencias globales en los elementos de referencia de la ordenación, aunque el ensayo 4 no pudo converger. Esto se debió a la eliminación de la serie temporal de CPUE más larga (es decir, la primera serie temporal de CPUE japonesa). Las estimaciones de F/F_{RMS} en 2010 oscilaron entre 0,683 y 1,350, mientras que las estimaciones de B/B_{RMS} en 2010 oscilaron entre 0,293 y 0,390 (**Figura 19**). Las estimaciones de la inclinación eran similares entre los ensayos del modelo, oscilando entre 0,65 y 0,71, al igual que las estimaciones del logaritmo de reclutamiento virgen, que oscilaba entre 5,15 y 5,32. Dado que la inclinación del reclutamiento virgen era relativamente coherente, las estimaciones de RMS eran también coherentes, oscilando entre 1.604 y 1.712 t (**Figura 20**).

5.2.3 Comparación entre los casos base de los modelos ASPIC y SS

Las comparaciones entre los dos casos base de los modelos se realizaron en términos de los elementos de referencia de la ordenación estimados, así como de la productividad estimada. En términos de los elementos de referencia de la ordenación estimados, los dos modelos funcionaban de forma similar, y las estimaciones de F/F_{RMS} y B/B_{RMS} en 2010 eran bastante similares (**Figura 21**). No obstante, las estimaciones de la productividad entre los dos modelos eran muy diferentes, el modelo ASPIC estimaban una productividad mucho menor que el modelo SS. El modelo ASPIC presenta un stock que empezó con una biomasa más elevada, es menos productivo y tiene un RMS inferior al del modelo SS (**Figura 22**). Además los resultados del modelo de producción estructurado por edad SS (ASPM) también presentaban un stock de baja productividad (SCRS/2012/061). Esto se debe probablemente al hecho de que el modelo plenamente integrado SS fue configurado para estimar las desviaciones del reclutamiento anual. A diferencia de lo que ocurre con el modelo ASPIC, la libertad para estimar desviaciones del reclutamiento proporcionó al modelo SS otra forma de tener en cuenta las variaciones en la CPUE y en los desembarques. Permitir la estimación de las desviaciones del reclutamiento en el modelo SS produjo la estimación de un stock más productivo y, por consiguiente, un RMS más elevado. Teniendo en cuenta los datos disponibles, no es posible determinar cuál de las dos descripciones de los modelos es mejor, solo que las dos son diferentes.

5.3 Proyecciones

Para las proyecciones, el Grupo asumió que las capturas de 2011 y 2012 eran idénticas a las estimadas para 2010. El Grupo acordó también que las proyecciones deberían llevarse a cabo empezando en 2013, y asumió niveles de captura constante que oscilaban entre 0 y 1600 t y con incrementos de 200 t.

Sin embargo, dado que estas tareas tendrían que llevarse a cabo después de la reunión, se acordó que los científicos que participan en la elaboración de las proyecciones colaborarían con el experto en dinámica de poblaciones de la Secretaría de ICCAT en la elaboración de un documento SCRS (PROJ) que abordará las proyecciones basadas en los modelos seleccionados para el asesoramiento en materia de ordenación y facilitará la información necesaria que describa la robustez de los métodos aplicados para evaluar el estado del stock de aguja blanca y desarrollar asesoramiento científico. Este documento debe presentarse en la reunión del Grupo de especies del SCRS. Durante la reunión del Grupo de especies del SCRS, el Grupo analizará la conveniencia de considerar el documento SCRS como parte del informe detallado en forma de Apéndice o como un documento independiente.

El asesoramiento en materia de ordenación se considerará basándose en el informe detallado y en el documento SCRS (PROJ) y se incluirá en el Resumen ejecutivo de la aguja blanca.

6. Recomendaciones

6.1 Investigación y estadísticas

- 1) El Grupo formuló una recomendación sobre la necesidad de que las CPC comuniquen la Tarea I y Tarea II para las reuniones intersesiones en los plazos establecidos por la Secretaría.

- 2) El Grupo recomendó que continúen los estudios sobre edad y crecimiento de la aguja blanca, fomentando la evaluación de los datos de marcado-recaptura disponibles en la base de datos de ICCAT como complemento adecuado a los estudios sobre edad y crecimiento.
- 3) El Grupo instó a la Secretaría a ponerse en contacto con otras OROP en el Gran Caribe para explorar el intercambio de datos relacionados con las pesquerías de ICCAT.
- 4) Observando los problemas de errores en la identificación entre la aguja blanca, el marlín peto y la aguja picuda identificados por el Grupo, en la reunión de evaluación de aguja blanca se dispuso de una guía de identificación de especies para los istiofóridos del Atlántico. El Grupo recomienda que ICCAT distribuya esta guía a todas las flotas para evitar futuros errores de identificación de las especies de istiofóridos.
- 5) Constatando que la estimación de índices de abundancia relativa se realizan siempre mejor con la resolución espacio temporal más fina que permitan los datos disponibles, el Grupo recomienda que todas las CPC, especialmente aquellas con capturas importantes de aguja blanca, faciliten índices de abundancia relativa actualizados obtenidos a partir de dichos datos de tasas de captura de alta resolución. Además, debe abordarse la consideración del efecto de las reglamentaciones actuales en el proceso de estandarización. Por ejemplo, cuando sólo se dispone de información sobre peces retenidos, debe tenerse en cuenta el efecto de implementar reglamentaciones que requieren la liberación de los ejemplares vivos del palangre, por ejemplo mediante el desarrollo de índices separados para el periodo anterior y posterior a la implementación.
- 6) El Grupo recomienda que se facilite a todos los Grupos de trabajo un protocolo objetivo para evaluar las tasas de captura estandarizadas con el fin de agilizar el proceso para seleccionar series temporales de índices de abundancia que se van a utilizar en los ensayos de los modelos. Este protocolo debería desarrollarse durante las reuniones de preparación de datos anteriores a la reunión de evaluación.

6.2 Ordenación

Durante la reunión no se consideraron recomendaciones de ordenación ya que se discutirán cuando se prepare el Resumen ejecutivo durante la reunión del Grupo de especies del SCRS.

7. Otros asuntos

No se debatieron otros asuntos.

8 Adopción del informe y clausura

El informe fue adoptado durante la reunión.

El Presidente agradeció a los participantes el gran trabajo realizado. La reunión fue clausurada.

Referencias

- Anon. 2001, Report of the Fourth ICCAT Billfish Workshop (*Miami, Florida, July 18-28, 2000*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 53: 1-130.
- Anon. 2010, Report of the 2009 ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65 (5): 1851-1908.
- Anon, 2012, Report of the 2011 Blue Marlin Stock Assessment and White Marlin Data Preparatory Meeting (*Madrid, Spain, April 25 to 29, 2011*). Collect. Vol. Sci. Pap. 68(4): 1273-1386.
- Amandè, M.J., Ariz, J., Chassot, E., Delgado de Molina, A., Gaertner, D., Murua, H., Pianet, R., Ruiz, J. and Chavance, P. 2010, Bycatch of the European purse seine tuna fishery in the Atlantic Ocean for the 2003-2007 period. *Aquat. Living Resour.* 23, 353-62.
- Arocha, F. and Bárrios, A. 2009, Sex ratios, spawning seasonality, sexual maturity, and fecundity of white

- marlin (*Tetrapturus albidus*) from the western central Atlantic. Fisheries Research, 95: 98-111.
- Chassot, E., Amandè, M.J., Chavance, P., Pianet, R., Dédo, R.G. 2009, Some preliminary results on tuna discards and by-catch in the French purse seine fishery of the eastern Atlantic ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 64(4): 1054-1067.
- Chavance, P., Amon Kothias, J.B., Dewals, P., Pianet, R., Amandè, M-J., Delgado de Molina, A. and Djoh, A. 2011. Statistics on tuna surface fishery's by-catch landed in Abidjan, Côte d'Ivoire, for the 1982-2009 period. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 2104-2112.
- Conn, P.B. 2010, Hierarchical analysis of multiple noisy abundance indices. Can J. fish. Aquat. Sci. 67: 108-120.
- Delgado de Molina A., Ariz, J., Santana, J.C., Pallarés, P. y Nördstrom, V. 2001, Estimación de la importancia de las capturas fortuitas de peces de las familias Istiophoridae y Xiphiidae realizadas por la flota de cerco en el Océano Atlántico intertropical. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 53: 298-306.
- Delgado de Molina A., Sarralde, R., Pallarés, P., Santana, J.C., Delgado de Molina, R. y Ariz, J. 2005, Estimación de capturas de las especies accesorias y de los descartes en la pesquería de cerco de túnidos tropicales en el Océano Atlántico oriental, entre 2001 y 2004. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 58(1): 385-404.
- Die, D.J. and Drew, K. 2008, An Atlantic-wide study of age and growth of Atlantic marlins. In: Proceedings from the Atlantic Billfish Research Program Symposium, pp. 67-84. Ed. by D. Donalson. Gulf States Marine Fisheries Commission, Galveston, Texas.
- Gaertner, D., Pianet, R., Ariz, J., Delgado de Molina, A. and Pallarés, P. 2003, Estimates of incidental catches of billfishes taken by the European tuna purse seine fishery in the Atlantic ocean (1991-2000). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(2): 502-510.
- Prager, M.H. 1994, A suite of extensions to a non-equilibrium surplus-production model. Fish. Bull. 92:374-389.
- Prager, M.H. 2002, Comparison of logistic and generalized surplus-production models applied to swordfish, *Xiphias gladius*, in the North Atlantic Ocean. Fish. Res. 58: 41-57.

TABLEAUX

Tableau 1. Prises estimées (t) de makaire blanc de l'Atlantique (*Tetrapturus albidus*) par zone, engin et pavillon

Tableau 2. Prises totales (rejets morts y compris) présentées par type d'engin.

Tableau 3. Information sur les rejets vivants de makaire blanc par CPC.

Tableau 4. Taux de capture (tonnes par millions d'hameçons) pour les principales flottilles palangrières calculés pour la période 1995-1997, et augmentations de tonnage résultantes de la Tâche I déclarée obtenues en multipliant ces taux de capture par l'effort annuel déclaré (en millions d'hameçons) par flottille.

Tableau 5. Études publiées préalablement qui estiment la prise accessoire des senneurs tropicaux.

Tableau 6. Résumé des données concernant la composition par espèce des prises accessoires d'istiophoridés provenant des études publiées.

Tableau 7. Prises estimées d'istiophoridés et de makaire blanc de la pêcherie de senneurs pour la période 2000-2010.

Tableau 8. Indices d'abondance du makaire blanc. Il convient de se reporter au texte pour obtenir une explication détaillée de chaque indice.

Tableau 9. Éléments servant à l'évaluation des séries de CPUE aux fins de leur inclusion dans les modèles d'évaluation et pondérations attribuées.

Tableau 10. Description des cas de base ASPIC. Les cas figurant dans des cases grises ont été lancés en suivant la routine ASPIC par bootstrap. (*) cas nécessitant que des paramètres soient fixés afin de faciliter la convergence.

Tableau 11. Points de référence de gestion pour les différents cas ASPIC à partir de 500 bootstraps. Les estimations représentent la médiane et les centiles de 10 et 90 sont représentées entre parenthèses. Les estimations du cas de base sont ombrées.

Tableau 12. Différences de configuration du modèle SS entre le cas de base (scénario n° 1) et les scénarios de sensibilité.

TABLAS

Tabla 1. Capturas estimadas (t) de aguja blanca del Atlántico (*Tetrapturus albidus*) por área, arte y pabellón.

Tabla 2. Capturas totales (incluidos descartes muertos) por tipo de arte.

Tabla 3. Información sobre descartes vivos de aguja blanca por CPC.

Tabla 4. Tasas de captura (t por millón de anzuelos) para las principales flotas de palangre calculadas para 1995-1997, y los incrementos de tonelaje resultantes en la Tarea I declarada mediante la multiplicación de estas tasas de captura por el esfuerzo comunicado anual (en millones de anzuelos), por flota.

Tabla 5. Estudios previamente publicados que estiman la captura fortuita de la pesquería de cerco tropical.

Tabla 6. Resumen de los datos de composición por especies de la captura fortuita de istiofóridos extraídos de estudios publicados.

Tabla 7. Capturas estimadas de istiofóridos y aguja blanca de la pesquería de cerco para el periodo 2000-2010.

Tabla 8. Índices de abundancia de aguja blanca. Véase el texto para la explicación detallada de cada índice.

Tabla 9. Elementos para evaluar las series de CPUE para su inclusión en los modelos de evaluación y puntuaciones asignadas.

Tabla 10. Descripción de los casos base de ASPIC. Los casos en cajas grises se desarrollaron con una rutina bootstrap ASPIC. (*) Casos que requieren la fijación de parámetros para contribuir a la convergencia.

Tabla 11. Puntos de referencia de ordenación para los diferentes casos ASPIC a partir de 500 bootstraps. Las estimaciones representan la mediana y los percentiles 10 y 90 se muestran entre paréntesis. Las estimaciones para el caso base se muestran con un sombreado.

Tabla 12. Diferencias en la configuración del modelo SS entre el caso base (ensayo 1) y los ensayos de sensibilidad.

FIGURES

Figure 1. Prise totale de makaire blanc (rejets morts y compris) de l'Atlantique Nord et de l'Atlantique Sud.

Figure 2. Prise totale de makaire blanc (rejets morts y compris), par type d'engins principaux.

Figure 3. Prise totale de makaire blanc (rejets morts y compris), par autre type d'engins de surface.

Figure 4. Estimation de l'effort de pêche total de l'Atlantique (millions d'hameçons) par année pour la flottille palangrière. Ces estimations n'incluent pas les pêcheries méditerranéennes.

Figure 5. Prises des principales flottilles palangrières (Brésil, Taipei chinois, UE-Espagne, UE-Portugal, Japon, Rép. de Corée, États-Unis, Uruguay et Venezuela) dans le cadre de chaque scénario (Tâche I déclarée, estimation supérieure calculée sur la base de l'effort déclaré et des taux de capture de 1995-1997 pour chaque année après 1997, et une estimation intermédiaire correspondant à la moyenne de la Tâche I déclarée et de l'estimation supérieure).

Figure 6. Estimation de la prise accessoire d'istiophoridés de la pêcherie de senneurs tropicaux sur la base de plusieurs études et du présent rapport. Il convient de noter que les estimations de faux poissons représentent uniquement les débarquements à Abidjan et que les autres estimations représentent tous les istiophoridés capturés, retenus à bord et rejetés.

Figure 7. Distribution des fréquences de taille du makaire blanc pour toutes les années et tous les engins combinés obtenue à partir de la Tâche II pour la région comprise entre 10°N et 10°S et 25°W et 10°E.

Figure 8. Proportion de makaires blancs pesant plus de 44 kg (LJFL > 200 cm) par décennie pour tous les engins combinés obtenue à partir de la Tâche II pour la région comprise entre 10°N et 10°S et 25°W et 10°E.

Figure 9. Diagramme en mosaïques de la distribution des échantillons de tailles du makaire blanc par année et principales flottilles palangrières.

Figure 10. Appositions et récupérations de marques de makaire blanc.

Figure 11. Séries de CPUE standardisées aux fins de l'évaluation de makaire blanc. Le panneau supérieur présente la totalité de la série temporelle 1959-2010 et le panneau inférieur présente la dernière période de la série temporelle (1990-2010).

Figure 12. Panneau supérieur : ratio de la biomasse (B/B_{PME}). Panneau inférieur : ratio de la mortalité par pêche (F/F_{PME}) du makaire blanc, en fonction de la combinaison des indices de la CPUE utilisés dans ASPIC (cas 1b, 15, 17 et 18d).

Figure 13. Ajustements ASPIC prenant en considération différentes estimations alternatives de la prise récente des palangriers (cas 1b, 1c et 1d). Panneau supérieur : ratio de la biomasse (B/B_{PME}). Panneau inférieur : ratio de la mortalité par pêche (F/F_{PME}).

Figure 14. Ajustements ASPIC par rapport à l'indice combiné prenant en considération différentes estimations alternatives de la prise récente des palangriers (cas c1, c2 et c3). Panneau supérieur : ratio de la biomasse (B/B_{PME}). Panneau inférieur : ratio de la mortalité par pêche (F/F_{PME}).

Figure 15. Valeurs résiduelles (échelle logarithmique) de l'ajustement ASPIC pour chacun des six indices de CPUE utilisés dans le cas 1b.

Figure 16. Estimations des paramètres de gestion pour les différents cas ASPIC. Panneau supérieur gauche : ratio de la biomasse (B/B_{PME}). Panneau supérieur droit : ratio de la mortalité par pêche (F/F_{PME}). Panneau inférieur gauche : $PME(t)$. Panneau inférieur droit : F_{PME} . Les lignes verticales représentent des centiles de 10 et 90 et la ligne horizontale représente la médiane. Il convient de noter que le centile de 90 pour le ratio de la surpêche du cas c2 (16.1) est tronqué dans la figure afin que les ratios des autres cas apparaissent plus clairement.

Figure 17. Débarquements de Tâche I de makaires blancs et total du nombre d'hameçons des palangriers déclarés par le Brésil, le Taipei chinois, l'UE-Espagne, l'UE-Portugal, le Japon, la Corée, les États-Unis, l'Uruguay et le Venezuela pour la période 1980-2009.

Figure 18. Trois niveaux de débarquements cryptiques estimés de 1997-2010 utilisés dans les scénarios de sensibilité du modèle d'évaluation.

Figure 19. Estimations SS de F/F_{PME} (en haut) et de B/B_{PME} (en bas) reposant sur le cas de base (scénario n° 1) et quatre scénarios de sensibilité présentés dans le Tableau 12.

Figure 20. Estimations de la PME (en haut à gauche), de l'inclinaison (en haut à droite), du logarithme du recrutement vierge (en bas à gauche) et du recrutement vierge (en bas à droite) pour les cinq scénarios de sensibilité utilisant le scénario n° 1 de SS (le scénario n° 4 ne convergeait pas correctement).

Figure 21. Estimations de F/F_{PME} (en haut) et de B/B_{PME} (en bas) pour les cas de base du modèle ASPIC et du modèle SS.

Figure 22. Courbes de production excédentaire pour les cas de base du modèle ASPIC et du modèle SS, ainsi que le modèle SS de production structuré par âge présenté pendant la réunion (SCRS/2012/061). Il convient de noter que le modèle SS de production structuré par âge était fondé sur des données de débarquements et des indices de CPUE non révisés.

FIGURAS

Figura 1. Captura total de aguja blanca (incluidos los descartes muertos) para el Atlántico norte y sur.

Figura 2. Captura total de aguja blanca (incluidos los descartes muertos) por artes principales.

Figura 3. Captura total de aguja blanca (incluidos los descartes muertos) por otros artes de superficie.

Figura 4. Esfuerzo pesquero total estimado del Atlántico (millones de anzuelos) por año para la pesquería de palangre. Estas estimaciones no incluyen las pesquerías del Mediterráneo.

Figura 5. Capturas de las principales flotas de palangre (Brasil, Taipei Chino, UE- España, UE- Portugal, Japón, Corea, Estados Unidos, Uruguay y Venezuela) bajo cada escenario (Tarea I declarada, una estimación superior calculada a partir de las tasas de captura y el esfuerzo comunicado en 1995-1997 para cada año a partir de 1997, y una estimación media que es la media de la Tarea I declarada y la estimación superior).

Figura 6. Captura fortuita de istiofóridos estimada en la pesquería de cerco tropical a partir de varios estudios y de este informe. Cabe señalar que las estimaciones de "faux poisson" representan solo los desembarques en Abijan y que las demás estimaciones representan todos los istiofóridos capturados, retenidos y descartados.

Figura 7. Distribución de frecuencia de tallas de aguja blanca para todos los años y todos los artes combinados obtenida a partir de la Tarea II para la región situada entre 10°N y 10° S y 25° W y 10° E.

Figura 8. Proporción de aguja blanca que era superior a 44 kg ($L_{JFL} > 200$ cm) por década para todos los artes combinados obtenida a partir de la Tarea II para la región situada entre 10°N y 10° S y 25° W y 10° E.

Figura 9. Diagrama de mosaico de la distribución de muestras de talla para la aguja blanca por año y flota principal.

Figura 10. Colocaciones y recapturas de marcas de aguja blanca.

Figura 11. Serie de CPUE estandarizada para la evaluación de aguja blanca. El panel superior muestra toda la serie temporal (1959-2010) mientras que el panel inferior muestra el último periodo de la serie temporal (1990-2010).

Figura 12. Panel superior: ratio de biomasa (B/B_{RMS}); panel inferior: ratio de mortalidad por pesca (F/F_{RMS}) para la aguja blanca dependiendo de la combinación de índices de CPUE utilizados en ASPIC (casos 1b, 15, 17 y 18d).

Figura 13. Ajustes de ASPIC considerando diferentes estimaciones alternativas de captura reciente del palangre (Casos 1b, 1c y 1d). Panel superior: ratio de biomasa ($B/Brms$), panel inferior: ratio de mortalidad por pesca ($F/Frms$).

Figura 14. Ajustes de ASPIC al índice combinado y considerando diferentes estimaciones alternativas de la captura reciente del palangre (Casos c1, c2 y c3). Panel superior: ratio de biomasa (B/B_{RMS}), panel inferior: ratio de mortalidad por pesca (F/F_{RMS}).

Figura 15. Residuos (escala logarítmica) del ajuste de ASPIC para cada uno de los seis índices de CPUE utilizados en el caso 1b.

Figura 16. Estimaciones de los elementos de referencia de la ordenación para los diferentes casos de ASPIC. Panel superior izquierdo: ratio de biomasa (B/B_{RMS}); panel superior derecho: ratio de mortalidad por pesca (F/F_{RMS}); panel inferior izquierdo: RMS (t) y panel inferior derecho: F_{RMS} . Las líneas verticales representan los percentiles del 10 y el 90 y la línea horizontal representa la mediana. Cabe señalar que el percentil del 90 para la ratio de sobrepesca del caso c2 (16.1) está truncado en la figura para que resulte más fácil visualizar las ratios de los demás casos.

Figura 17. Desembarques de aguja blanca de Tarea I y suma del número de anzuelos de palangre comunicados por Brasil, Taipei Chino, UE-España, UE-Portugal, Japón, Corea, Estados Unidos, Uruguay y Venezuela para 1980-2009.

Figura 18. Los tres niveles de desembarques crípticos estimados para 1997-2010 utilizados en los ensayos de sensibilidad del modelo de evaluación.

Figura 19. Estimaciones de SS de F/F_{RMS} (arriba) y B/B_{RMS} (abajo) del caso base (ensayo 1) y cuatro ensayos de sensibilidad descritos en la **Tabla 12**.

Figura 20. Estimaciones de RMS (arriba izquierda), inclinación (arriba derecha), logaritmo del reclutamiento virgen (abajo izquierda) y reclutamiento virgen (abajo derecha) para los cinco ensayos de sensibilidad utilizando el ensayo 1 de SS (el ensayo 4 no convergió de forma adecuada.).

Figura 21. Estimaciones de F/F_{RMS} (arriba) y B/B_{RMS} (abajo) para los casos base de los modelos ASPIC y SS.

Figura 22. Curvas de producción excedente para los casos base de los modelos ASPIC y SS y del modelo de producción estructurado por edad SS presentadas durante la reunión en el documento SCRS/2012/061. Cabe señalar que el modelo de producción estructurado por edad SS se basó en datos de desembarques e índices de CPUE sin revisar.

APPENDICES

- Appendice 1.** Ordre du jour
- Appendice 2.** Liste des participants.
- Appendice 3.** Liste des documents.
- Appendice 4.** Modèle bayésien de production.
- Appendice 5.** Valeurs d'entrée d'ASPIC.
- Appendice 6.** Description détaillée du modèle statistique intégré d'évaluation de 2012 pour le makaire blanc dans l'océan Atlantique.

APÉNDICES

- Apéndice 1.** Orden del día.
- Apéndice 2.** Lista de participantes.
- Apéndice 3.** Lista de documentos.
- Apéndice 4.** Modelo de producción bayesiano
- Apéndice 5.** Valores de entrada de ASPIC
- Apéndice 6.** Descripción detallada del modelo de evaluación estadísticamente integrado de 2012 para la aguja blanca en el océano Atlántico.

Table 1. Estimated catches (t) of Atlantic white marlin (*Tetrapturus albidus*) by area, gear and flag.

			1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011		
TOTAL			1627	1462	1544	2114	1761	1573	1430	1682	1569	1368	978	905	732	742	655	447	601	634	656	434	57		
	ATN		239	610	543	660	639	669	483	529	492	484	431	293	253	257	287	196	162	136	203	220	30		
	ATS		1,388	853	1,002	1,454	1,122	905	947	1,152	1,077	883	547	612	478	485	368	251	438	498	453	213	27		
Landings	ATN	Longline	108	466	413	531	473	554	431	475	399	408	381	230	204	204	252	161	123	105	164	194	30		
		Other surf.	21	35	34	57	48	31	10	17	29	34	30	24	32	24	17	23	30	19	23	12			
		Sport (HL+RR)	19	21	30	30	18	20	9	6	6	2	4	6	1	1	1	2	1	2	2	2	6		
	ATS	Longline	1,328	805	950	1,420	1,086	860	853	979	1,021	827	475	497	425	454	325	202	404	417	381	159	27		
		Other surf.	60	48	52	33	31	40	57	173	55	56	71	116	53	31	43	48	15	80	72	53			
		Sport (HL+RR)	0	0	0	0	4	4	0						0					0					
Discards	ATN	Longline	90	88	66	42	100	64	33	31	57	41	16	29	17	27	17	9	8	9	13	8	0		
		Other surf.									1	0		1	4	0	0	0	0	0	2	0			
	ATS	Longline						0	37	1	0		1					2	19	1			2		
Landings	ATN	Japan	45	180	33	41	31	80	29	39	25	66	15	10	21	23	28	27	10	22	27	34			
		Venezuela	47	187	226	148	171	164	90	80	61	25	72	110	55	55	60	26	52	26	70	54			
		Chinese Taipei	13	92	123	270	181	146	62	105	80	59	68	61	15	45	19	16	1	0	1	1	1		
		Cuba												7											
		U.S.A.	13	11	19	13	7	12	8	5	5	1	3	6	1	1	1	1	0	2	2	2			
		Korea Rep.	1	9	4	23	3	7	5									4				8	19		
		EU.España	9	18	15	25	17	97	89	91	74	118	43	4	19	19	48	28	32	10	8	50			
		NEI (ETRO)			23	43	47	57	72	105	100	64	36	2	2										
		Barbados	17	24	29	26	43	15	41	33	25	25	24	15	15				33					6	
		Trinidad and Tobago	3		1	11	18	8	32	10	13	4	2	5	12	6	6	5	12	10	11	15			
		Mexico			2	8	8	3	5	6	11	18	44	15	15	28	25	16	13	14	19	20	28		
		NEI (BIL)	0	0									34	72	4	8		26	9	14	18	20			
		Grenada											1	15	8	14	33	10	12	11	17	14			
		Panama																							
		China P.R.				6	7	6	7	10	20	1	7	4	2	1	4	1	0	1	3	4			
		Canada				4	4	8	8	8	5	5	3	2	1	2	5	3	2	2	1	2	1	2	1
		EU.Portugal												1	5	11	30	3	2	0	1	2			
St. Vincent and Grenadines		0	1	0								0	44									0			
Mixed flags (FR+ES)												3	5	3	3	5	3	2	2	2	3	3			

	Liberia						1	1	3	8	4	3	4	3								
	UK.Bermuda	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	1	1	1	1	0	0	0	
	Costa Rica									3	14			1								
	U.S.S.R.																					
	Philippines							0	4									1				
	EU.France														0			1	0	0		
	Brasil									1												
	UK.British Virgin Islands															1						
	Sta. Lucia															0		0	0	0		
	Vanuatu															0						
ATS	Chinese Taipei	790	506	493	1,080	726	420	379	401	385	378	84	117	89	127	37	28	53	38	27	19	27
	Japan	77	68	49	51	26	32	29	17	15	17	41	5	12	13	6	11	11	12	16	10	
	Brasil	377	211	301	91	105	75	105	217	158	105	172	407	266	80	244	90	52	55	53	36	
	Korea Rep.	56	1	4	20	20	52	18			0			11	40	3		113	96	70	24	
	NEI (ETRO)			91	171	190	228	288	421	399	258	144	9	7								
	Cuba	10	10																			
	NEI (BIL)										0	5	0	21	134	16	27	156	186	179		
	S. Tomé e Príncipe	26	24	17	21	21	30	45	40	36	37	37	37	37	21	33	29		36	37	38	
	Mixed flags (FR+ES)	11	10	12	11	9	7	7	9	8	9	8	9	10	8	8	8	7	8	9	9	
	Ghana	17	14	22	1	2	1	3	7	6	8	21	2	1	1	1	0		4	4		
	EU.España	17	6	12	2	19	54	4	10	45	68	18	2	3	45	10	23	14	21	8	62	
	Uruguay	1	3		3	0	1	24	22				1	9	2	5	9	3		5		
	Argentina	6																				
	Panama																					
	EU.Portugal														8		19	0	35	39	9	
	China P.R.				3	4	3	4	5	10	1	13	19	6	6	4	5	10	3	5	4	
	U.S.S.R.																					
	Côte D'Ivoire						1	2	1	5	1	2	2	3	1	1	1	1	3	2		
	Philippines								1	8								1				
	Togo						0			1	1	2	0	2								
	Belize				0		1			1	0											
	South Africa												2									
	Cambodia										1											
	Honduras						0	0	0	0												
	Gabon			0	0		1	0				0		0								

Discards	ATN	U.S.A.	90	88	66	42	100	64.49	33.46	32	57.06	40.75	17.37	32.78	16.71	27.42	17.347	9.513	7.722	9.702	14.484	8.26	
		Mexico																0.064	0.06	0.02	0.197	0.093	0.138
	ATS	U.S.A.						0.19	37	1	0.45		0.59										
		Brasil																1.564	18.757	0.78			
		Korea Rep.																					1.583

Table 2. Total catches (including dead discards) were then also presented by gear type.

Year	Main gear types		Sport (HL+RR)
	Longline	Other surf.	
1956	19.00		
1957	160.00		
1958	161.00		
1959	112.00		
1960	253.00		60.00
1961	763.00		67.00
1962	1985.00		79.00
1963	2548.00		66.00
1964	3661.00		74.00
1965	4827.00		79.00
1966	3425.00	1.00	87.00
1967	1335.00	1.00	91.00
1968	1949.00	2.00	98.00
1969	2171.00	3.00	98.00
1970	2027.00	4.00	116.00
1971	2153.00	6.00	107.00
1972	2171.00	9.00	109.00
1973	1750.00	9.00	109.00
1974	1645.00	15.00	115.00
1975	1634.00	16.00	111.00
1976	1680.00	45.00	114.00
1977	1011.00	28.00	111.30
1978	837.00	27.00	111.20
1979	900.10	28.00	111.00
1980	822.00	42.36	112.00
1981	1011.00	157.90	71.90
1982	990.00	64.82	45.40
1983	1512.47	188.80	78.50
1984	1053.59	94.35	65.50
1985	1614.57	71.63	43.00
1986	1494.06	112.43	32.20
1987	1425.93	88.41	37.60
1988	1088.27	278.36	29.00
1989	1681.59	130.56	16.60
1990	1498.65	135.74	24.50
1991	1526.37	81.69	19.10
1992	1358.28	82.67	21.50
1993	1429.23	85.16	29.70
1994	1993.26	90.36	30.10
1995	1659.50	79.46	22.00
1996	1478.39	70.86	24.00
1997	1354.58	66.57	9.00
1998	1485.25	190.26	6.20
1999	1478.25	84.58	6.20
2000	1276.61	89.61	1.70
2001	872.76	101.59	3.50
2002	756.06	143.23	6.15
2003	646.09	84.99	0.78
2004	685.15	55.89	1.25
2005	593.97	59.99	1.43
2006	373.38	71.15	2.14
2007	553.48	45.76	1.27
2008	532.68	99.13	2.04
2009	557.61	96.73	2.02
2010	363.09	64.76	5.77
2011	57.11		

Table 3. Information on white marlin live discards by CPC.

<i>Year</i>				<i>2004</i>	<i>2006</i>	<i>2007</i>	<i>2008</i>	<i>2009</i>	<i>2010</i>	<i>2011</i>
<i>Species</i>	<i>Stock</i>	<i>Flag</i>	<i>GearGrp</i>							
BUM	ATN	Mexico	LL		0.426	0.747	0.93	1.08	0.65	0.935
		U.S.A.	LL					58.327	29.328	
	ATS	UK.Turks and Caicos	RR	2.339						
		Brasil	LL		46.524	57.863	19.48			
BUM Total										
SAI	ATW	Brasil	LL		10.68	5.102	2.31			
			SP		2.058					
SAI Total										
WHM	ATN	Mexico	LL		0.065	0.088	0.07	0.058	0.087	0.129
		U.S.A.	LL						14.763	0.129
WHM	ATS	Brasil	UN					5.781	0.057	
			LL		14.779	24.428	5.84			
	Korea Rep.	SP		0.052						
		LL							0.198	
WHM Total										

Table 4. Catch rates (tons per million hooks) for major longline fleets calculated across 1995-1997, and the resulting tonnage increases from reported Task I when multiplying these catch rates by the reported yearly effort (in millions of hooks), by fleet.

	<i>Brasil</i>	<i>Chinese Taipei</i>	<i>EU.España</i>	<i>Japan</i>	<i>Korea Rep.</i>	<i>Uruguay</i>	<i>Venezuela</i>	
<i>1995-1997 catch per hook</i>	9.72	6.03	1.61	0.69	9.43	12.51	35.74	
<i>Year</i>	<i>Estimated INCREASE in total removals, in tons (upper estimate - reported Task I catch)</i>							<i>Total Increase</i>
1998	11	131	0	16	9	0	97	264
1999	0	372	0	23	11	12	12	430
2000	91	447	0	0	53	15	78	684
2001	108	680	0	0	0	15	27	830
2002	0	628	26	31	2	23	0	710
2003	0	845	13	30	0	25	47	960
2004	71	552	0	27	0	35	84	769
2005	0	470	0	23	29	34	0	556
2006	0	315	0	12	33	10	52	422
2007	0	373	0	31	0	8	84	496
2008	0	315	0	25	12	10	45	406
2009	0	377	16	3	14	23	74	507
2010	0	385	0	1	90	29	80	584

Table 5. Previously published studies that estimate the tropical purse seine by-catch.

<i>Study</i>	<i>Period of observation</i>	<i>Number of observer days (trips)</i>	<i>Number of sets</i>	<i>Observed fleet</i>	<i>Period of estimation</i>
Delgado et al 2001	1997-1999	2,706 (62)	1191 FS 693 FAD	EU-Spain EU-France	1991-1999
Gaertner et al 2002	1997-1999	2,706 (62)	859 FS 379 FAD 40 Other	EU-Spain EU-France	1991-2000
Delgado et al 2005	2001-2004	2,049	1495	EU-Spain	2001-2003
Amande et al 2011	2003-2007	(27)	301 FS 297 FAD	EU-Spain EU-France	2003-2007

Table 6. Summary of data on species composition of billfish by-catch from published studies.

			<i>Delgado et al 2005</i>	<i>Chassot 2009</i>	<i>Amande 2010</i>
Free Schools	Number billfish	Observed			429
		Identified			415
	Number WHM			0	2
	% WHM	Number weight	0.3	0	0.5 1.8
FAD Schools	Number billfish	Observed			152
		Identified			133
	Number WHM			0	4
	% WHM	Number weight	11.3	0	3.0 3.3
Total	Number billfish	Observed	208		681
		Identified	161		548
	Number WHM		23	0	6
	% WHM	Number weight	3.1	0	
Weight of billfish sampled				9.3	26.6
Average WHM weight					

Table 7. Estimated catches of billfish and white marlin from the purse seine fishery for the period 2000-2010.

	<i>Year</i>	<i>2000</i>	<i>2001</i>	<i>2002</i>	<i>2003</i>	<i>2004</i>	<i>2005</i>	<i>2006</i>	<i>2007</i>	<i>2008</i>	<i>2009</i>	<i>2010</i>
All billfish	FAD											
	Free School											
	Total	512	564	508	575	520	424	421	349	399	484	455
WHM	FAD											
	Free School											
	Total	12	13	12	13	13	11	10	9	10	10	12

Table 8. White marlin indexes of abundance. Refer to text for detailed explanation of each index.

	SPAIN-LL		TAI-LL	JPN-LL	JPN-LL	USA-LL				VEN-Gill		VEN-LL		USA-Rec				BRA-LL		VEN-Sport	
	# fish		# fish	# fish	# fish	# fish		Biomass		Biomass		# fish		# fish		Biomass		# fish		# fish	
	CPUE	SE	CPUE	CPUE	CPUE	CPUE	SE	CPUE	SE	CPUE	SE	CPUE	SE	CPUE	CV	CPUE	CV	CPUE	SE	CPUE	
1959					0.394																
1960					0.663																
1961					1.545																1.194
1962					3.279																0.826
1963					3.120																0.61
1964					2.461																1.272
1965					2.213																1.18
1966					2.628																0.925
1967			0.165		2.259																1.148
1968			0.304		1.861																0.646
1969			0.311		1.897																0.296
1970			0.324		1.521																0.496
1971			0.345		1.056																2.433
1972			0.214		1.355																0.797
1973			0.259		0.778									1.560	0.620	41.500					1.399
1974			0.317		1.009									1.400	0.570	35.300					0.357
1975			0.249		0.667									1.260	0.470	31.400					1.34
1976			0.094		0.766									1.280	0.440	31.600					0.853
1977			0.094		1.030									0.870	0.480	21.000					0.355
1978			0.099		1.082									1.310	0.430	32.600		0.589	0.091		0.175
1979			0.119		1.317									1.810	0.440	42.800		1.103	0.151		0.387
1980			0.178		0.704									2.560	0.420	61.100		0.518	0.078		1.152
1981			0.187		0.674									2.110	0.390	50.500		0.501	0.073		0.692
1982			0.147		0.484									2.010	0.400	46.900		0.151	0.025		0.744
1983			0.171		0.439									1.770	0.400	40.800		0.211	0.039		0.644
1984			0.141		0.519									1.690	0.380	40.000		0.182	0.029		0.442
1985			0.142		0.399									1.110	0.390	27.000		0.156	0.031		0.445
1986			0.186		0.458									0.940	0.430	22.800		0.416	0.055		0.208
1987			0.210		0.466									1.010	0.420	24.600		0.258	0.035		0.23
1988	0.121	0.039	0.178		0.465									0.960	0.430	23.200		0.238	0.033		0.246
1989	0.118	0.043	0.190		0.464									0.740	0.460	16.500		0.151	0.026		0.158
1990	0.049	0.017	0.128	0.011	0.278									0.820	0.420	21.800		0.526	0.093		0.051
1991	0.045	0.014	0.084	0.012	0.250					2.542	0.742	0.689	0.524	0.810	0.460	19.700		0.305	0.050		0.056
1992	0.014	0.006	0.108	0.007	0.302	0.722	0.286	13.669	5.171	1.456	0.470	0.451	0.284	0.730	0.460	18.900		0.531	0.084		0.028
1993	0.016	0.006	0.226	0.007	0.373	0.688	0.227	11.896	3.702	1.936	0.590	0.636	0.356	0.610	0.500	15.800		0.194	0.048		0.015
1994	0.021	0.006	0.332	0.004	0.253	0.307	0.121	6.811	2.553	7.172	1.904	0.588	0.356	0.620	0.490	16.100		0.195	0.038		0.127
1995	0.039	0.010	0.219	0.001	0.182	0.736	0.243	14.864	4.600	3.627	1.014	0.960	0.412	0.900	0.450	23.200		0.431	0.065		1.08
1996	0.113	0.029	0.214	0.001	0.152	0.403	0.152	8.866	3.183	1.297	0.453	0.352	0.197	0.670	0.460	18.100		1.232	0.183		
1997	0.150	0.337	0.199	0.002	0.137	0.450	0.167	9.452	3.334	1.225	0.412	0.499	0.261	0.660	0.480	17.900		0.541	0.069		
1998	0.200	0.042	0.134	0.001	0.099	0.415	0.169	9.920	3.849	3.099	0.882	0.573	0.292	0.690	0.480	20.600		0.302	0.041		
1999	0.029	0.010	0.131	0.003		0.836	0.273	18.645	5.721	5.394	1.457	0.449	0.294	0.600	0.490	15.800		0.707	0.085		
2000	0.029	0.010	0.122	0.002		0.528	0.194	10.141	3.529	3.704	1.034	0.197	0.137	0.360	0.550	10.400		0.577	0.067		
2001	0.051	0.017	0.128	0.001		0.286	0.113	6.454	2.442	2.298	0.681	0.136	0.106	0.460	0.510	12.800		0.172	0.022		
2002	0.002	0.001	0.137	0.000		0.530	0.189	10.151	3.415	3.225	0.913	0.196	0.129	0.660	0.480	19.100		0.110	0.021		
2003	0.046	0.018	0.109	0.000		0.244	0.094	3.787	1.389	3.511	0.985	0.459	0.216	0.200	0.580	6.400		0.094	0.025		
2004	0.035	0.010	0.090	0.001		0.535	0.181	9.843	3.118	5.275	1.428	0.417	0.233	0.720	0.450	21.500		0.277	0.035		
2005	0.038	0.011	0.099	0.000		0.658	0.218	12.317	3.819	5.343	1.445	0.342	0.196	0.760	0.470	22.600		0.291	0.033		
2006	0.035	0.013	0.111	0.001		0.359	0.133	7.285	2.544	5.124	1.390	0.276	0.165	0.870	0.470	26.800		0.286	0.032		
2007	0.046	0.013	0.095	0.003		0.294	0.107	5.895	2.021	5.858	1.574	0.597	0.355	0.440	0.520	13.100		0.965	0.115		
2008	0.026	0.139	0.084	0.001		0.290	0.104	6.410	2.154	4.205	1.159	0.651	0.435	0.590	0.500	18.900		0.418	0.079		
2009	0.003	0.001	0.082	0.001		0.526	0.171	11.583	3.496	3.580	1.002	0.204	0.200	0.760	0.500	23.700		0.149	0.021		
2010	0.008	0.003	0.083			0.322	0.115	6.926	2.331	2.293	0.680	0.608	0.350	0.700	0.520	22.000		0.620	0.084		
2011						0.890	0.272	17.883	5.054									0.507	0.059		

Table 9. Elements for assessing CPUE series for their inclusion in assessment models and scores assigned.

ELEMENT	DESCRIPTION	SUFFICIENCY SCORE (1 is poor, 3 is best)			TAI-LL	VEN - GILL	VEN-LL	VEN-Sport	US-LL	US-Rec	JP-LL	JP-LL	BR-LL
		1	2	3									
1	Diagnostics	No Diagnostics or assumptions clearly violated		Full Diagnostics and assumptions fully met.	2	3	2	1	2	2	1	1	2
2	Appropriateness of data exclusions and classifications (e.g. to identify targeted trips).	Not appropriate		Fully Appropriate	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	3	2	2	N/A
3	Geographical Coverage	Small localized fishery/survey		Represents geographic range of population	3	1	2	1	2	2	2	3	2
4	Catch Fraction relative to the total catch of the stock	Small		Large	3	1	2	1	2	1	3	3	2
5	Length of Time Series relative to the history of exploitation.	Short		Long	3	2	2	2	2	2	1	2	2
6	Are other indices available for the same time period?	Many		It is the only available index	2	1	1	1	1	1	1	3	2
7	Does the index standardization account for known factors that influence catchability/selectivity?	No		Fully	2	N/A	2	1	2	1	2	1-2	2
8	Are there conflicts between the catch history and the CPUE response?	Yes		No	2	3	?	3	3	3	3	2	2
9	Is the interannual variability outside biologically plausible bounds (e.g. SCRS/2012/039)	Frequently		Seldom	3	2	1	1	2	3	3	2	1
10	Are biologically implausible interannual deviations severe? (e.g. SCRS/2012/039)	Very Severe		Minimal	?	?	?	?	?	?	?	1	1
11	Assessment of data quality and adequacy of data for standardization purposes (e.g. sampling design, sample size, factors considered)	Low		High	1	2	2	1	3	2	1	1	2
12	Is this CPUE time series continuous?	Very Discontinuous		Completely	3	3	3	3	3	3	3	3	3
13	Were all catches (retained and not retained fish) included in the estimation of the CPUE?	No		Dead/live accounted for	3	3	3	1	3	3	1 and 3*	3	1
	* a score of 3 was assigned to the period 1999-2000 and a score of 1 to the period 2001-2009												

Table 10. Description of ASPIC Cases attempted. Cases in grey boxes were run with the ASPIC bootstrap routine. (*) cases that required fixing parameters to help convergence.

Case number	Parameters fixed	Catch series	Converged	(Number of indices); abundance indices used
1b	q Japan q Taiwan	Task 1	Y(*)	(6) Longline Japan early, Longline Taiwan, Longline US, Longline Venezuela, Recreational US, Gillnet Venezuela
1c	q Japan q Taiwan	Upper estimate		
1d	q Japan q Taiwan	Lower estimate		
18d	q Taiwan	Task 1	Y(*)	(5) Longline Taiwan, Longline US, Longline Venezuela, Recreational US, Gillnet Venezuela
7	none	Task 1	Y	(5) Longline Japan early , Longline US, Longline Venezuela, Recreational US, Gillnet Venezuela
17	none	Task 1	Y	(4) Longline US, Longline Venezuela, Recreational US, Gillnet Venezuela
15	none	Task 1	Y	(3) Longline Venezuela, Longline US, Gillnet Venezuela
13	none	Task 1	Y	(2) Longline Venezuela, Gillnet Venezuela
2	none	Task 1	N	(1)Longline Japan early
3	none	Task 1	Y	(1)Recreational US
4	none	Task 1	N	(1)Longline Taiwan
5	none	Task 1	N	(1) US Longline
11	none	Task 1	N	(6) Longline Japan early, Longline Taiwan, Longline US, Longline Brasil, Longline Venezuela, Gillnet Venezuela
16	none	Task 1	y	Ven LL, US Br LL and GILLnet
C1	none	Task 1	Y	Combined (1)
C2	none	Upper estimate		
C3	none	Lower estimate		

Table 11. Management benchmark for the different ASPIC cases from 500 bootstraps. Estimates represent median and in parenthesis are shown 10 and 90 percentiles. Estimates for base case are shaded.

	<i>Case 1b</i>		<i>Case 1c</i>		<i>Case 1d</i>	
MSY (MT)	874	(795-976)	1,082	(994-1,169)	979	(873-1,058)
K (MT)	58,480	(54,530-61,440)	54,870	(51,550-58,700)	56,540	(53,270-60,930)
BMSY (MT)	29,240	(27,260-30,720)	27,440	(25,770-29,350)	28,270	(26,630-30,470)
FMSY	0.030	(0.027-0.035)	0.039	(0.034-0.045)	0.035	(0.029-0.040)
B2011/BMSY	0.50	(0.42-0.60)	0.51	(0.42-0.62)	0.50	(0.41-0.60)
F2010/Fmsy	0.99	(0.75-1.27)	1.85	(1.41-2.36)	1.47	(1.15-1.95)
Y eq. (MT)	659	(541-813)	817	(668-997)	737	(583-888)
Y fmsy (MT)	441	(438-444)	1004	(989-1169)	727	(718-733)
	<i>Case 15</i>		<i>Case 17</i>		<i>Case 18d</i>	
MSY (MT)	1,105	(261-1,353)	1,162	(579-1,350)	1,040	(952-1,118)
K (MT)	54,000	(34,940-148,300)	44,560	(33,450-89,150)	52,270	(48,730-55,870)
BMSY (MT)	27,000	(17,470-74,160)	22,280	(16,720-44,580)	26,130	(24,360-27,940)
FMSY	0.041	(0.004-0.072)	0.052	(0.014-0.081)	0.040	(0.034-0.046)
B2011/BMSY	0.86	(0.61-1.62)	0.66	(0.54-0.82)	0.66	(0.57-0.76)
F2010/Fmsy	0.46	(0.24-0.90)	0.57	(0.43-0.83)	0.64	(0.53-0.80)
Y eq. (MT)	1,084	(541-1,353)	1,029	(666-1,241)	917	(789-1,051)
Y fmsy (MT)	446	(435-465)	452	(436-465)	446	(443-448)
	<i>Case c1</i>		<i>Case c2</i>		<i>Case c3</i>	
MSY (MT)	853	(241-1,153)	633	(129-940)	806	(203-1,124)
K (MT)	60,410	(43,140-95,180)	81,410	(61,440-114,300)	66,830	(45,960-103,600)
BMSY (MT)	30,210	(21,570-47,590)	40,710	(30,720-57,150)	33,420	(22,980-51,790)
FMSY	0.028	0.005-0.054)	0.015	(0.002-0.029)	0.024	(0.004-0.048)
B2011/BMSY	0.53	(0.44-0.63)	0.49	(0.41-0.63)	0.50	(0.41-0.64)
F2011/Fmsy	0.97	(0.69-2.98)	3.24	(2.26-16.1)	1.79	(1.27-5.1)
Y eq. (MT)	665	(206-921)	468	(94-686)	606	(176-830)
Y fmsy (MT)	440	(430-452)	990	(969-1,004)	721	(710-734)

Table 12. Differences in SS model setup between base case (Run 1) and sensitivity runs.

	<i>Catch scenario</i>	<i>CPUE series</i>	<i>CPUE weight</i>
RUN 1	Task 1	All except JP short	CV = 0.3
RUN 2	Highest	All except JP short	CV = 0.3
RUN 3	Middle	All except JP short	CV = 0.3
RUN 4	Task 1	All except JP long	CV = 0.3
RUN 5	Task 1	All except JP short	Temporal weights

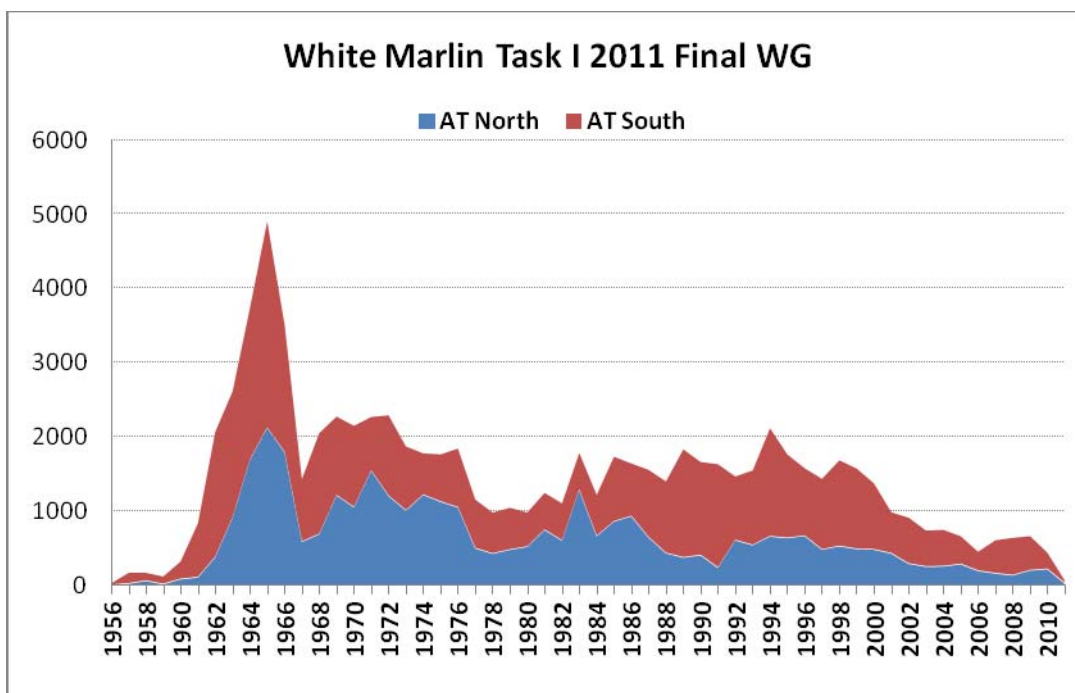


Figure 1. White marlin total catch (including dead discards) by North and South Atlantic.

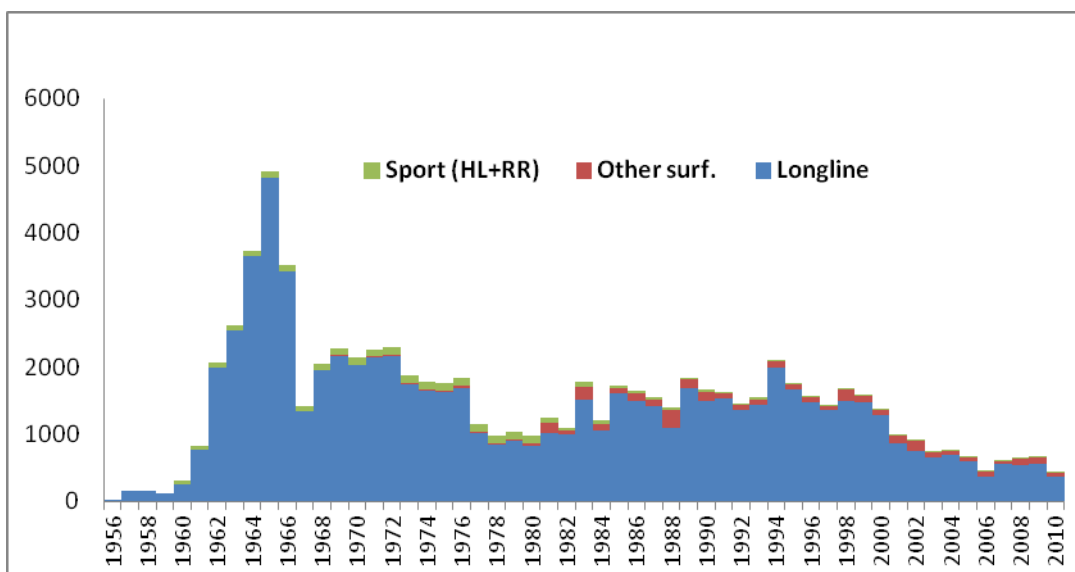


Figure 2. White marlin total catch (including dead discards) by main gears.

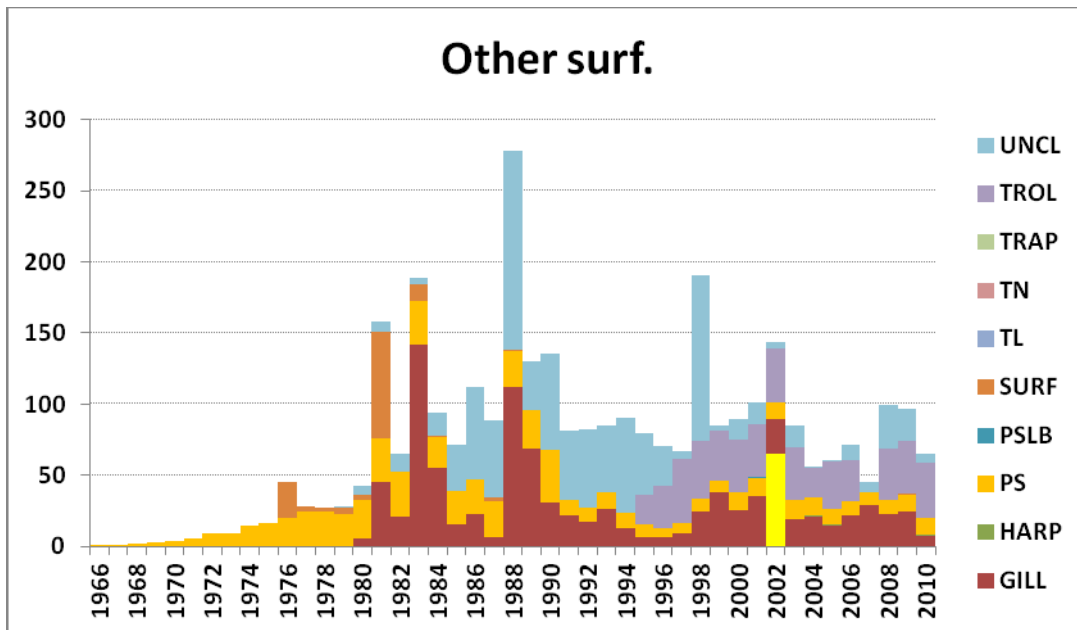


Figure 3. White marlin total catch (including dead discards) by other surface gears.

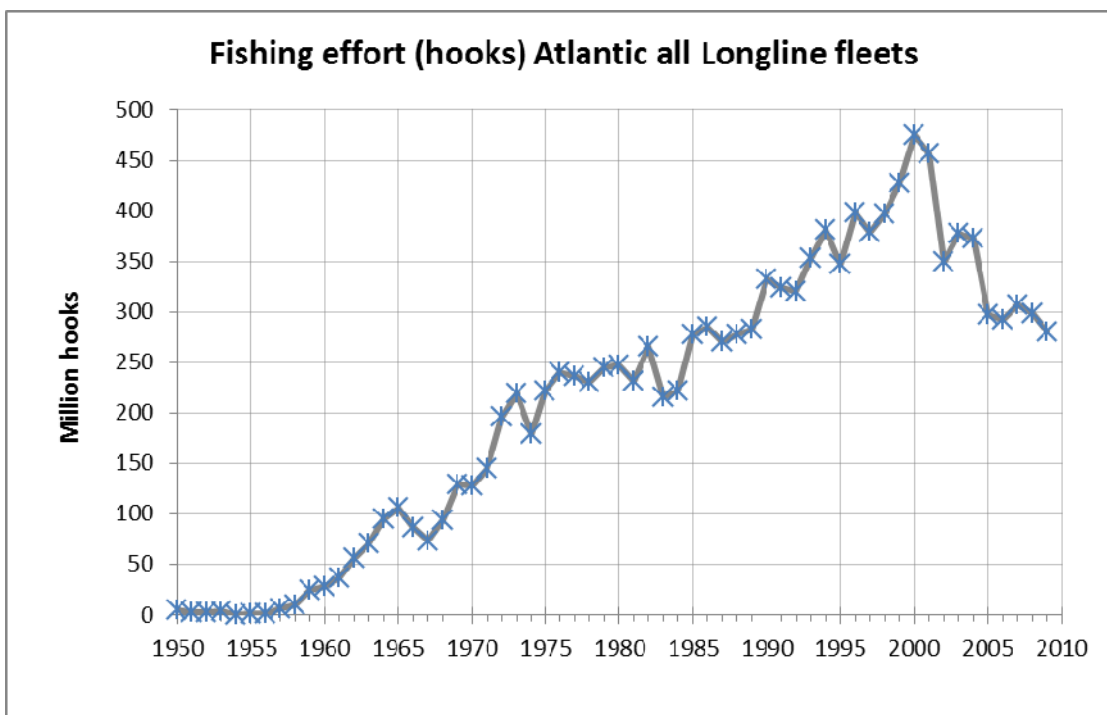


Figure 4. Estimated total Atlantic fishing effort (millions of hooks) by year for the longline fleet. These estimates do not include the Mediterranean fisheries.

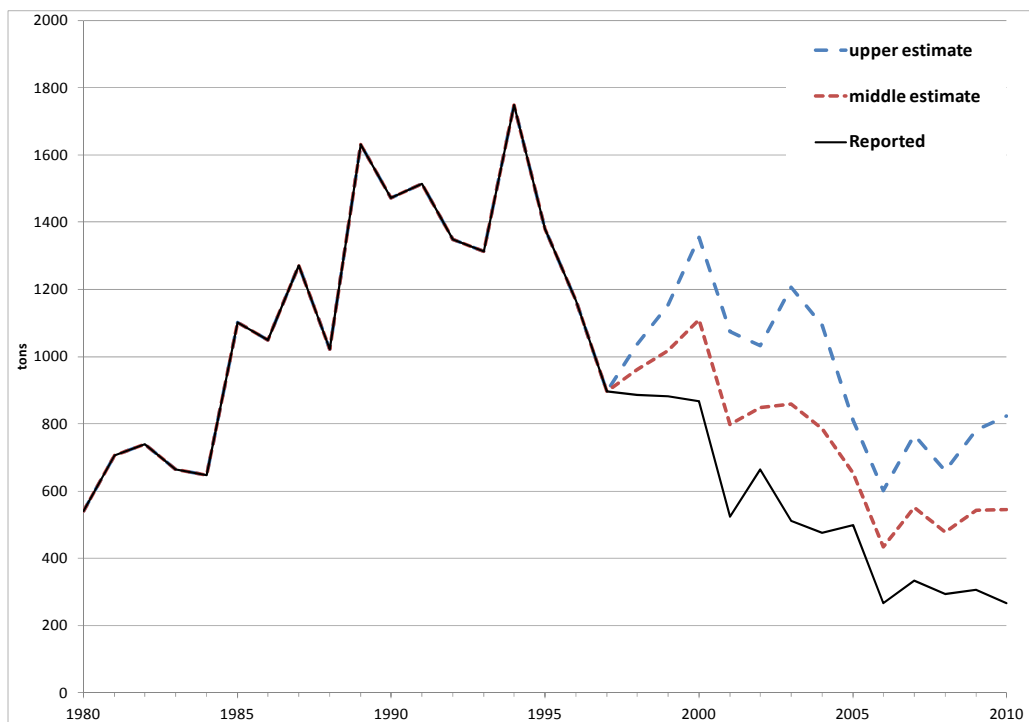


Figure 5. Catch of the major longline fleets (Brazil, Chinese Taipei, EU. Spain, EU. Portugal, Japan, Korea Rep., U.S.A., Uruguay and Venezuela) under each scenario (reported Task I, an upper estimated calculated from 1995-1997 catch rates and reported effort for each year after 1997, and a middle estimate which is the mean of reported Task I and the upper estimate).

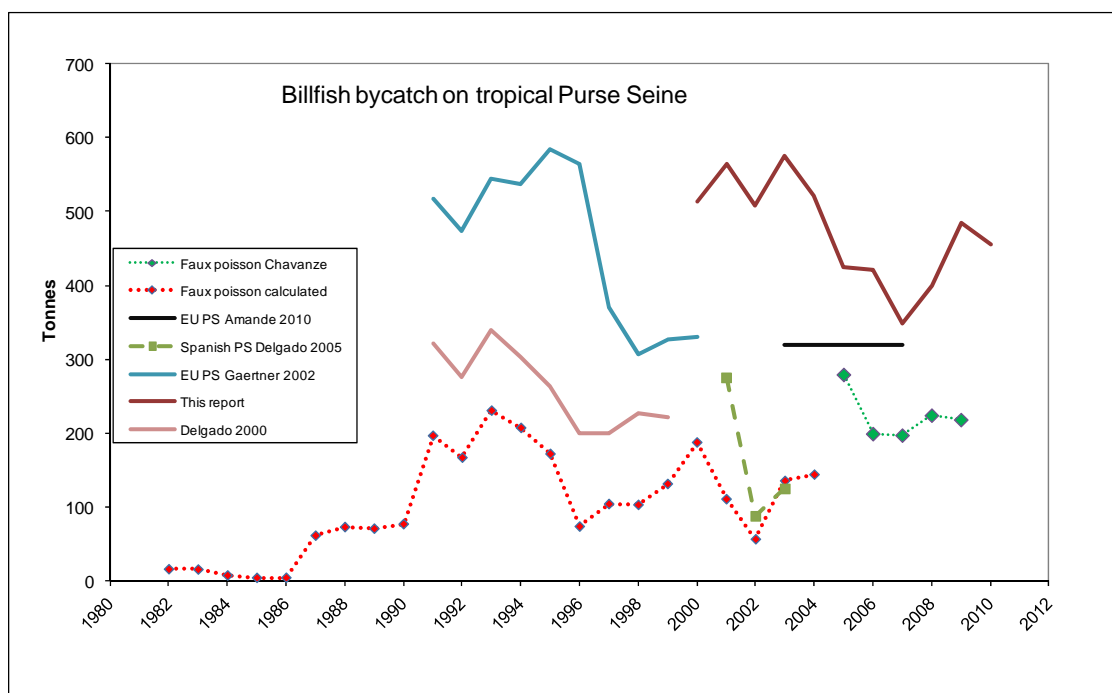


Figure 6. Estimated billfish bycatch in the tropical purse seine fishery from various studies and from current report. Note that “faux poisson” estimates represent landings in Abidjan only and the other estimates represent all billfish caught, retained and discarded.

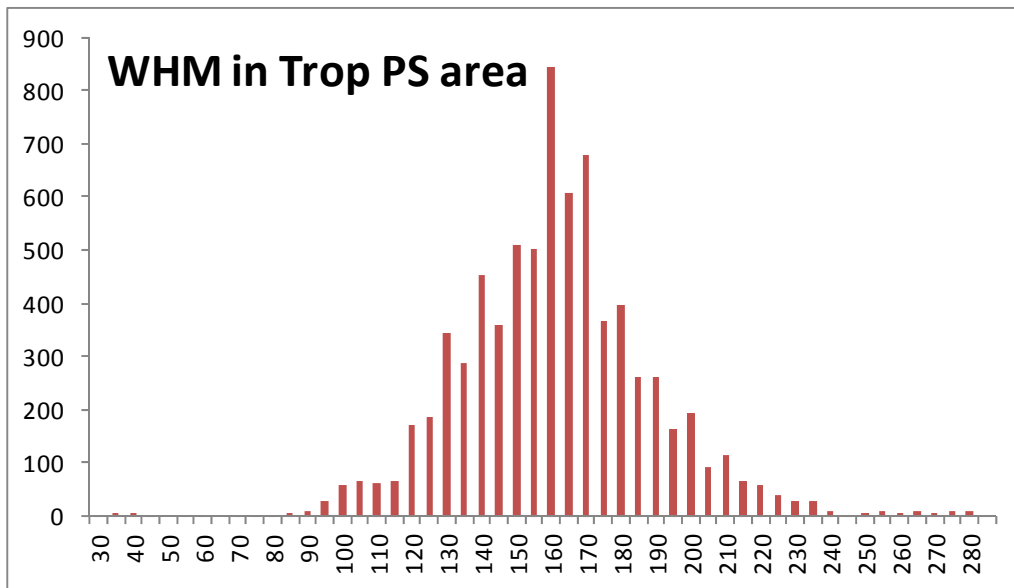


Figure 7. Length frequency distribution of white marlin for all years and all gear combined obtained from task II for the region between 10N and 10 S and 25W and 10E .

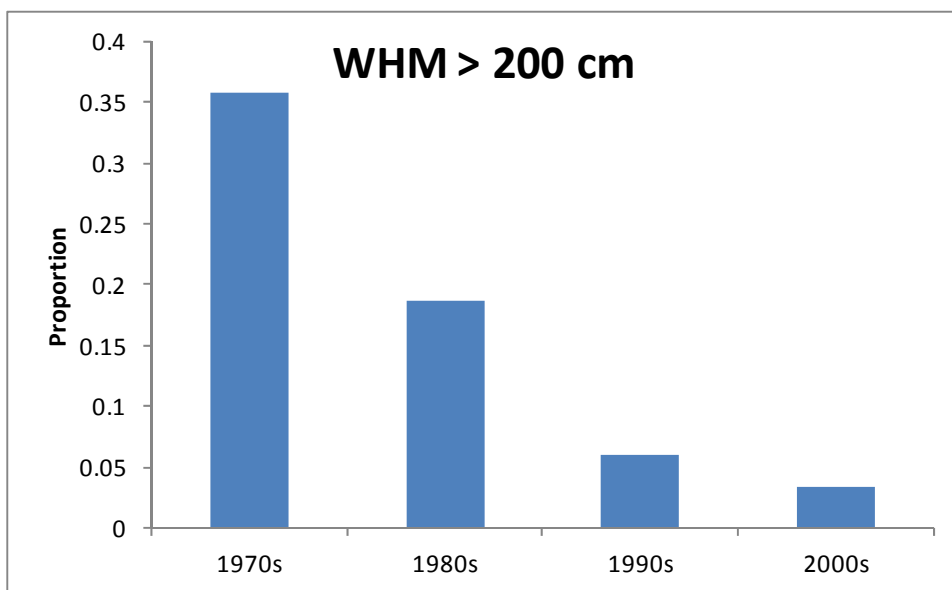


Figure 8. Proportion of white marlin that are were greater than 44 Kg (LJFL > 200 cm) by decade for all gear combined obtained from task II for the region between 10N and 10 S and 25W and 10E .

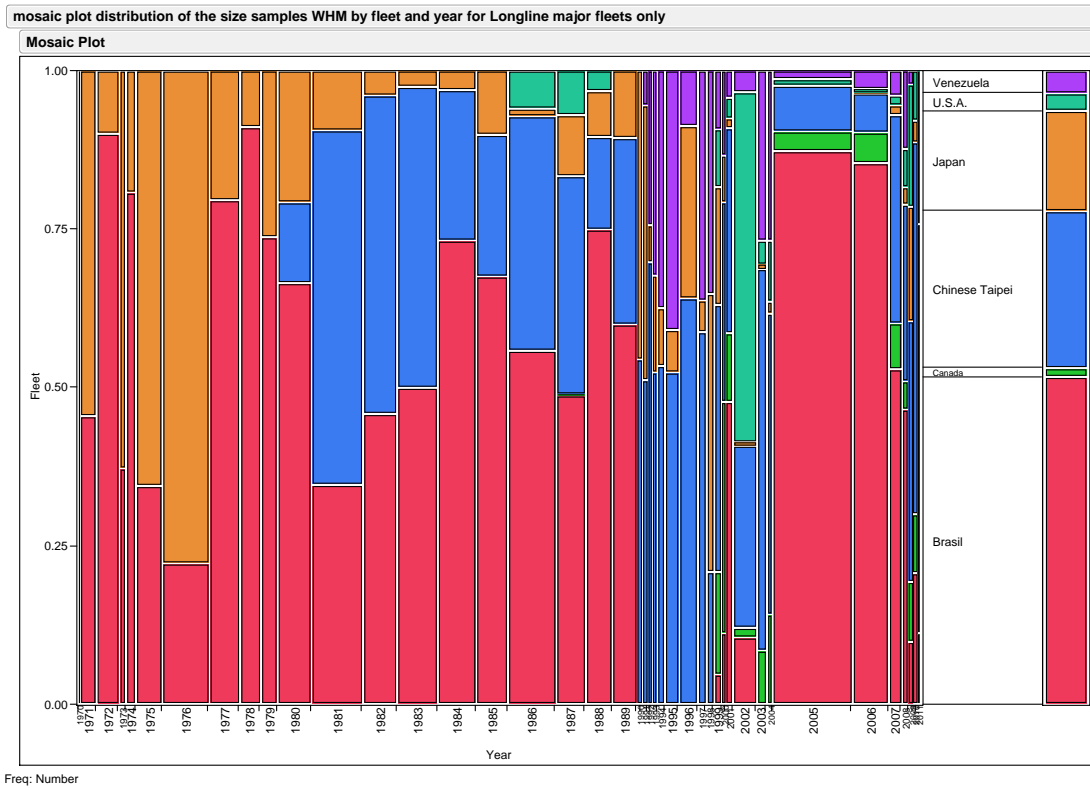
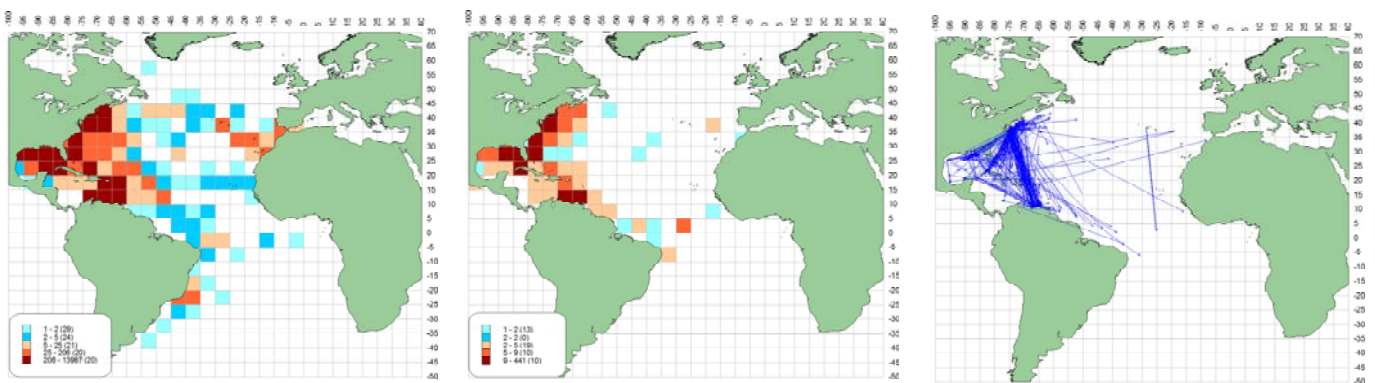


Figure 9. Mosaic plot of the distribution of size samples for white marlin by year and major fleet.



a)-Density of releases.

b)-Density of recoveries.

c)- Straight displacement between release and recovery locations.

Figure 10. White marlin tag releases and recaptures.

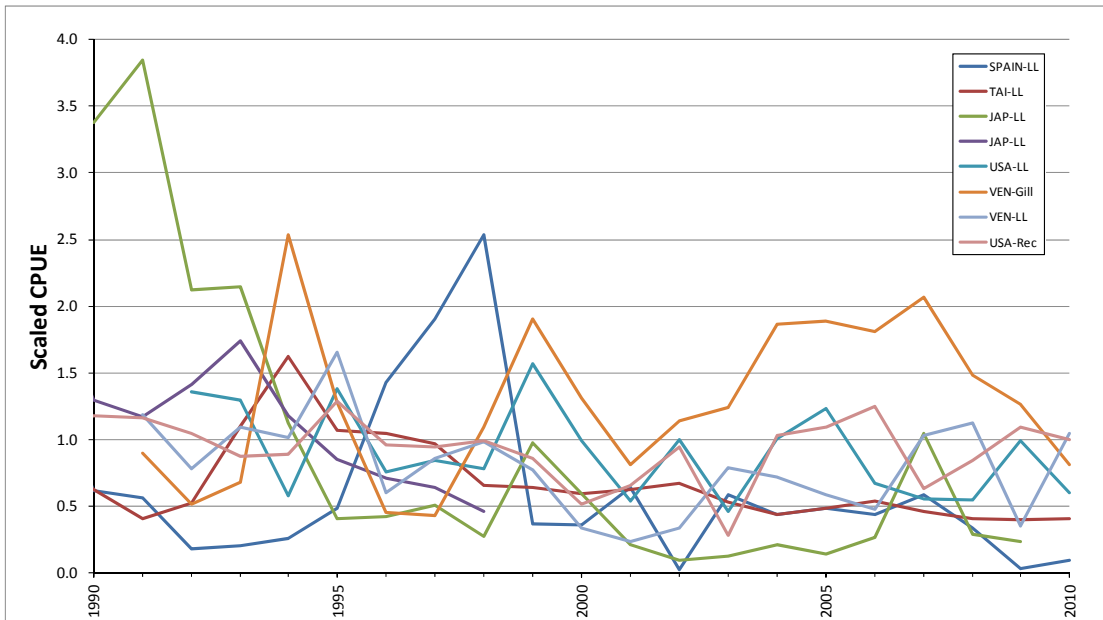
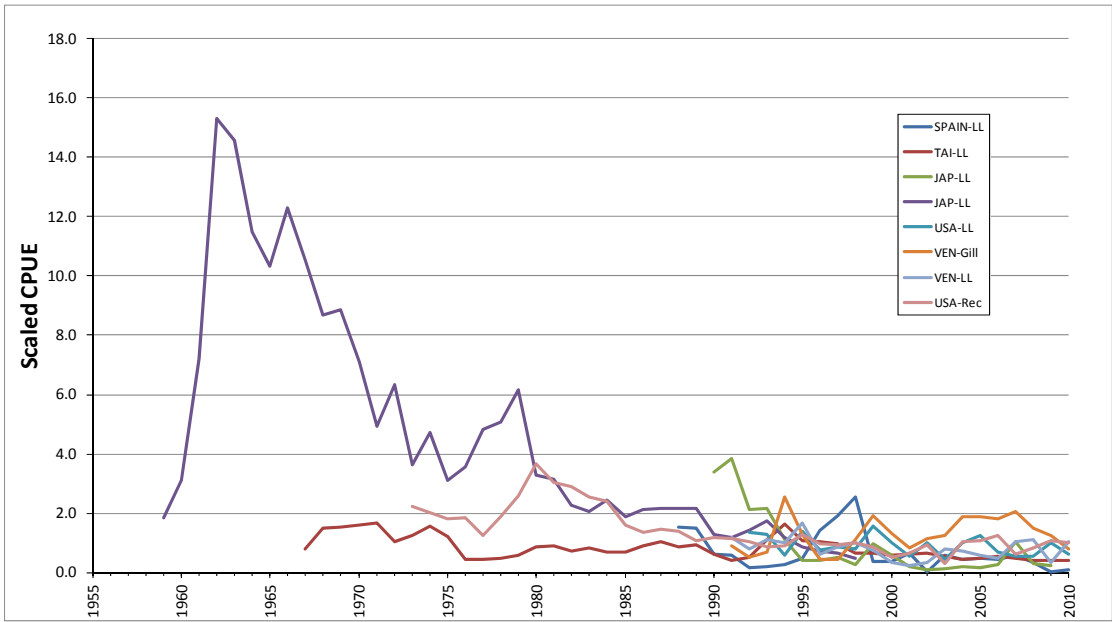


Figure 11. Standardized CPUE series for the white marlin assessment. Upper panel shows the entire time series 1959-2010; while lower panel shows the latest period of the time series (1990-2010).

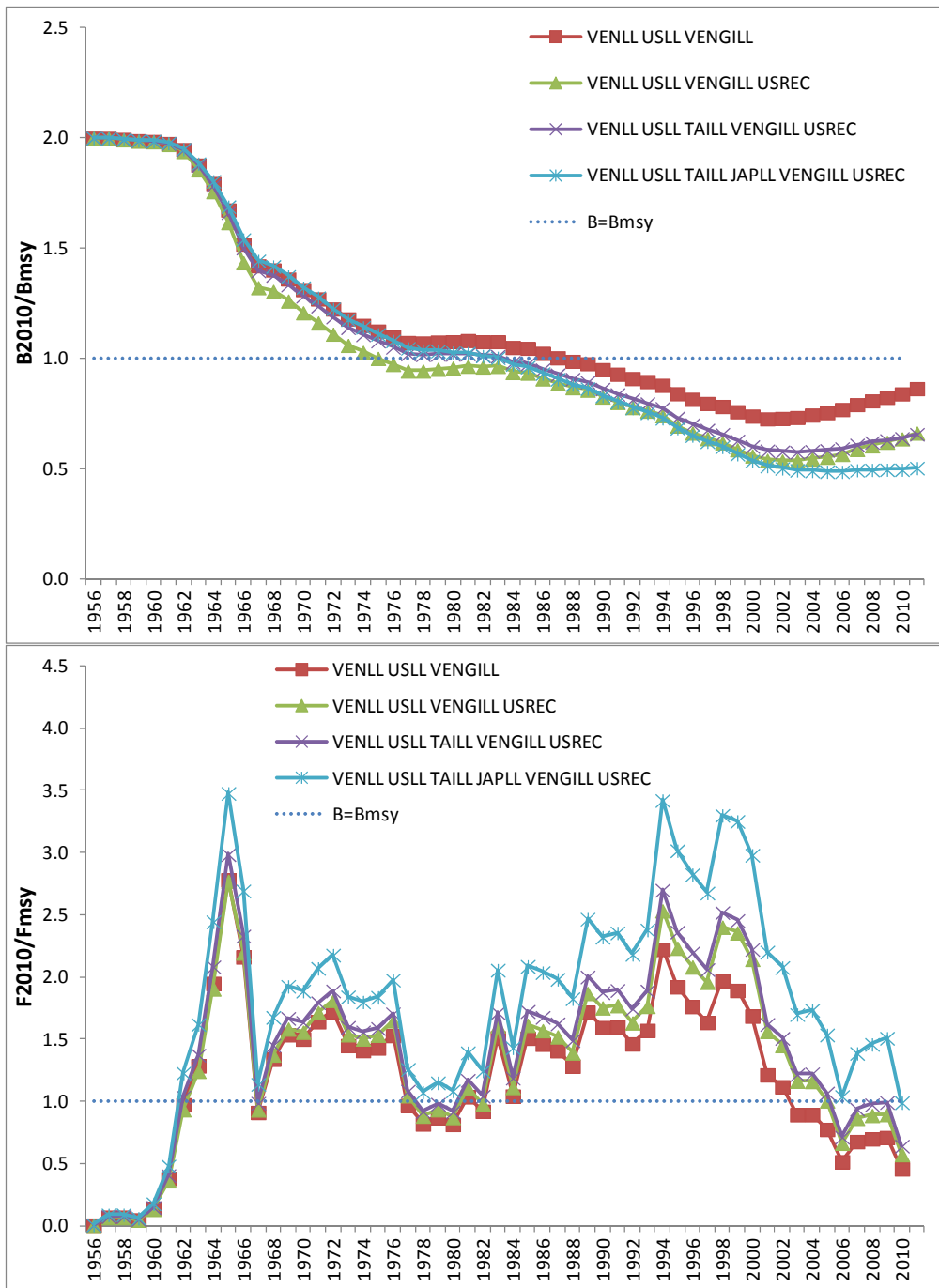


Figure 12. Upper panel, Biomass ratio (B/B_{MSY}); lower panel, Fishing mortality at MSY ratio (F/F_{MSY}) for white marlin depending on the combination of CPUE indices used in ASPIC (cases 1b, 15, 17 and 18d).

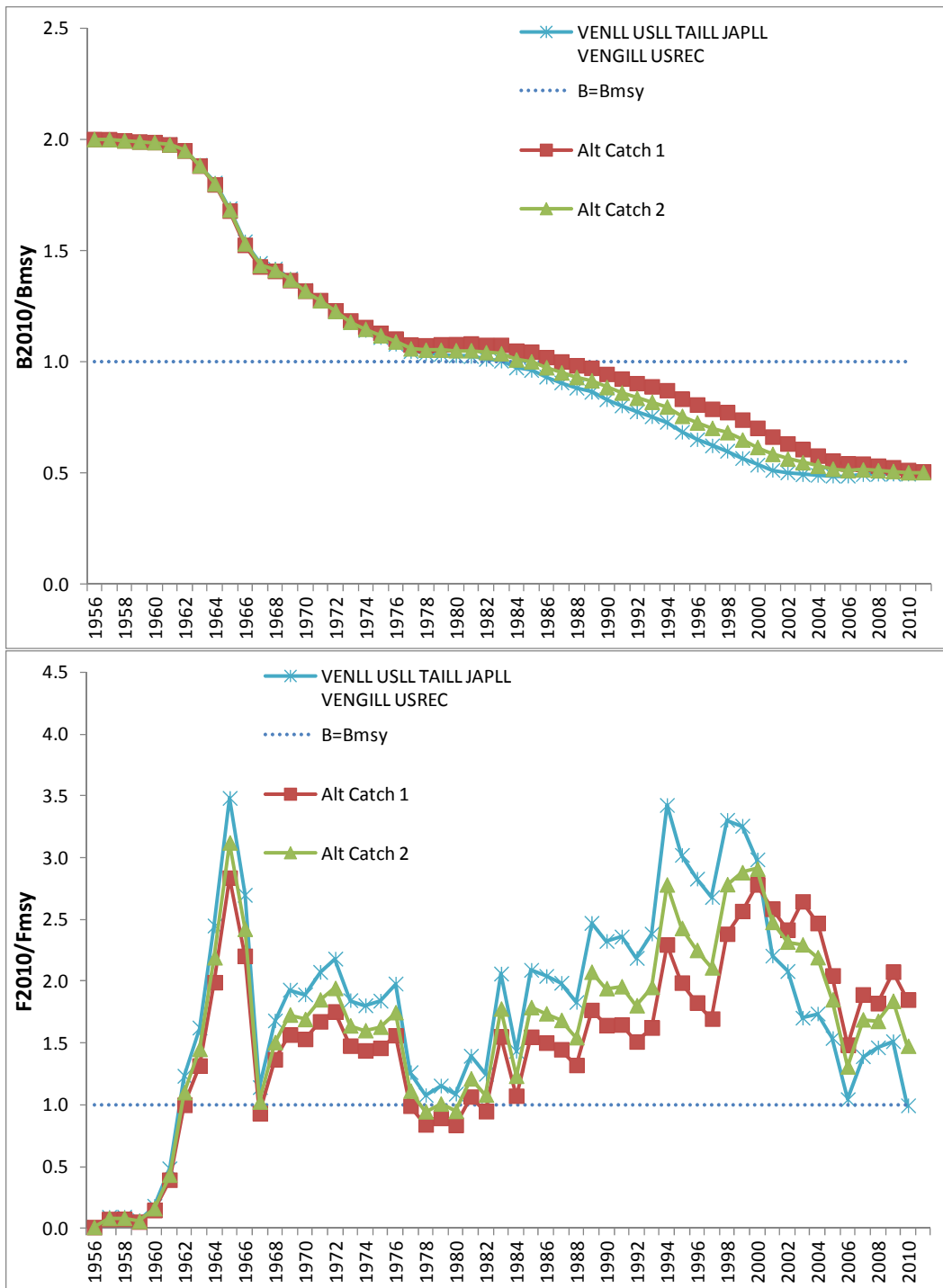


Figure 13. ASPIC fits considering different alternative estimates of the recent catch from longlines (Cases 1b, 1c and 1d). Upper panel, Biomass ratio (B/B_{MSY}); lower panel, Fishing mortality at MSY ratio (F/F_{MSY}).

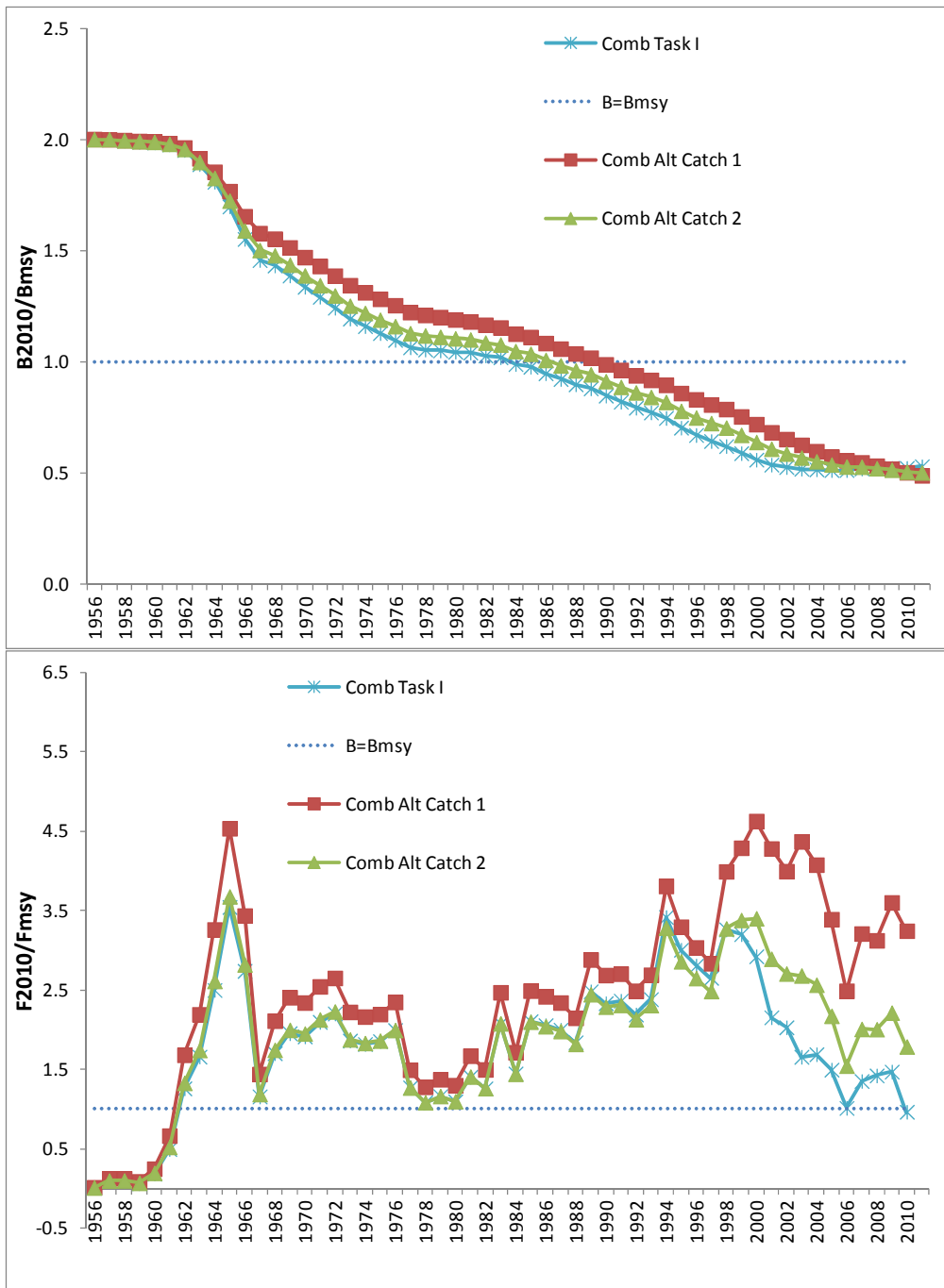


Figure 14. ASPIC fits to the combined index and considering different alternative estimates of the recent catch from longlines (Cases c1, c2 and c3). Upper panel, Biomass ratio (B/B_{MSY}); lower panel Fishing mortality at MSY ratio (F/F_{MSY}).

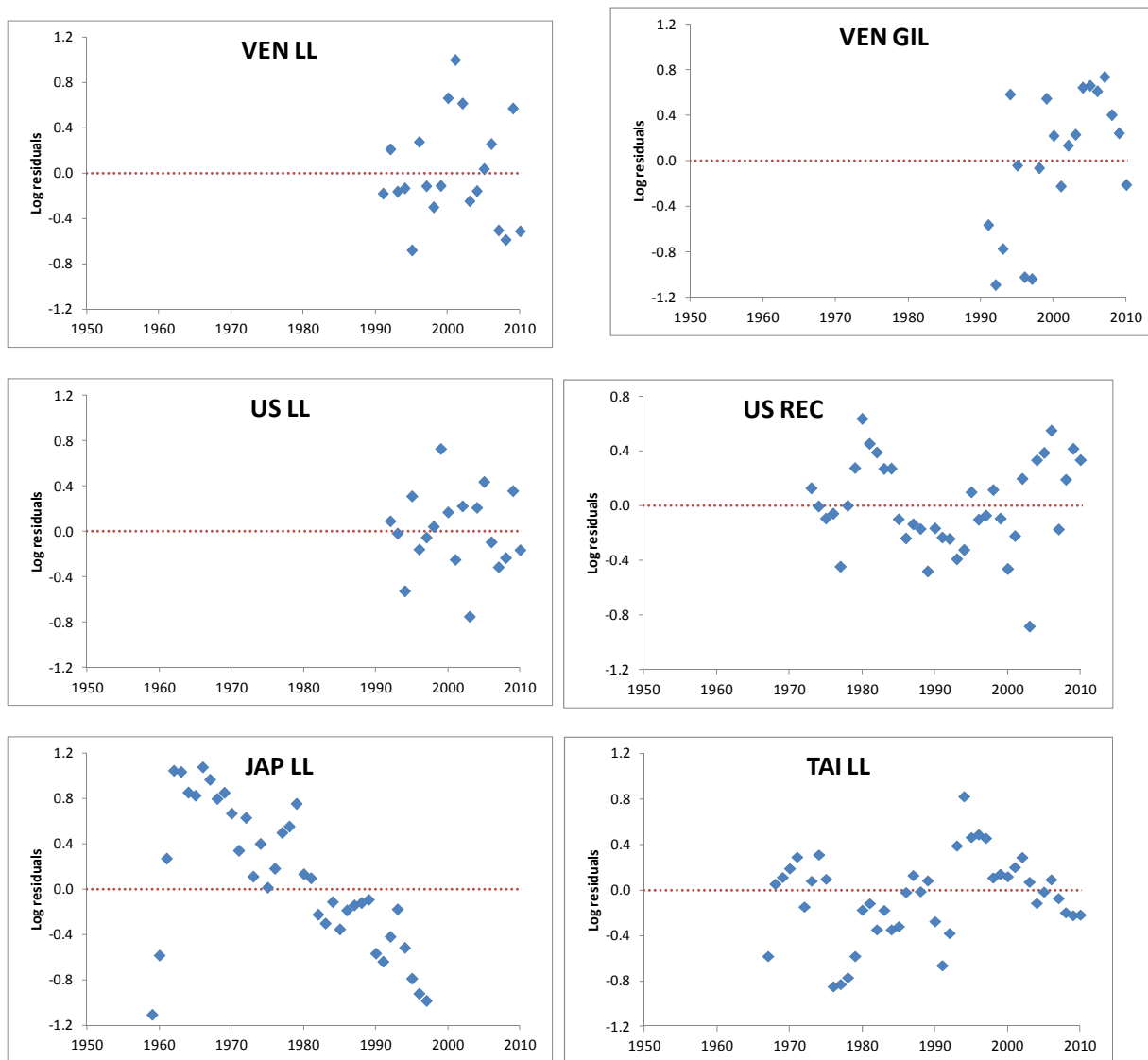


Figure 15. Residuals (log scale) of the ASPIC fit for each of the six CPUE indices used in case 1b.

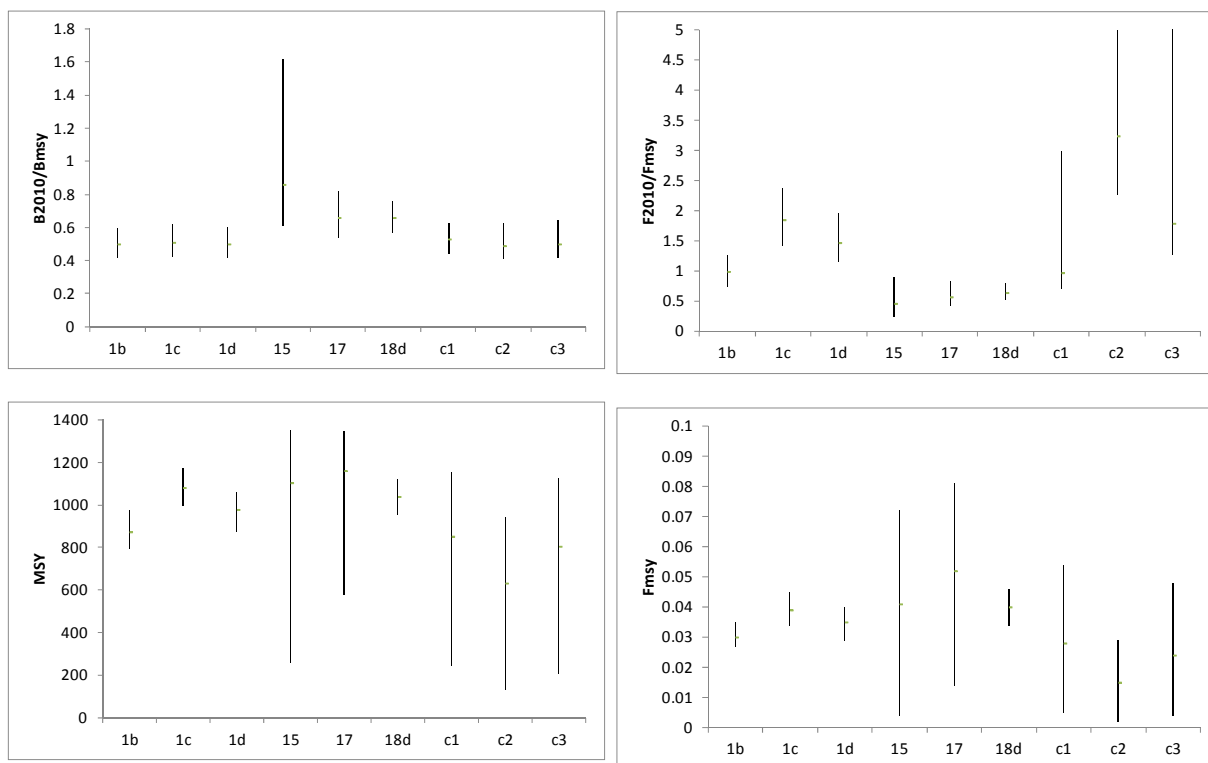


Figure 16. Management benchmark estimates for the different ASPIC cases. Upper left panel, Biomass ratio (B/B_{MSY}); upper right panel Fishing mortality at MSY ratio (F/F_{MSY}); lower left panel MSY (MT) and lower right panel F_{MSY} . Vertical lines represent 10 and 90 percentiles and horizontal line the median. Note that the 90 percentile for the overfishing ratio of case c2 (16.1) is truncated in the figure to facilitate the view of the ratios for other cases.

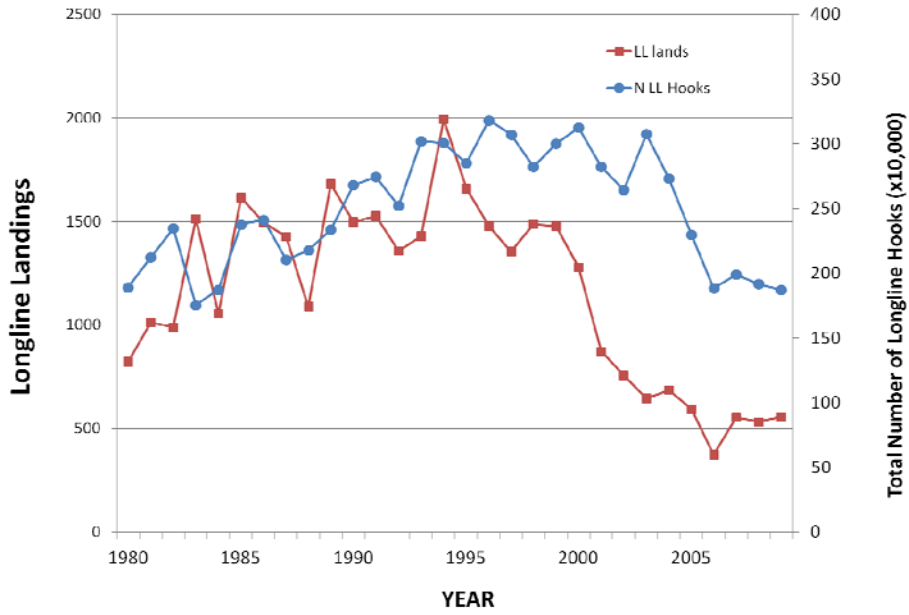


Figure 17. Task I landings of white marlin and the sum of the number of longline hooks reported by Brazil, Chinese Taipei, Spain, Portugal, Japan, Korea, USA, Uruguay, and Venezuela, 1980-2009.

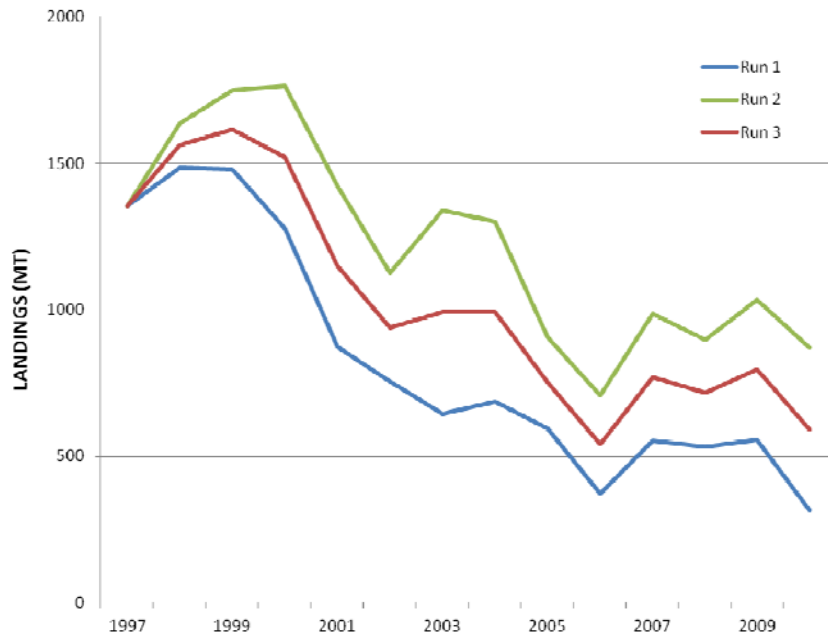


Figure 18. The three levels of estimated cryptic landings for 1997-2010 used in the assessment model sensitivity runs.

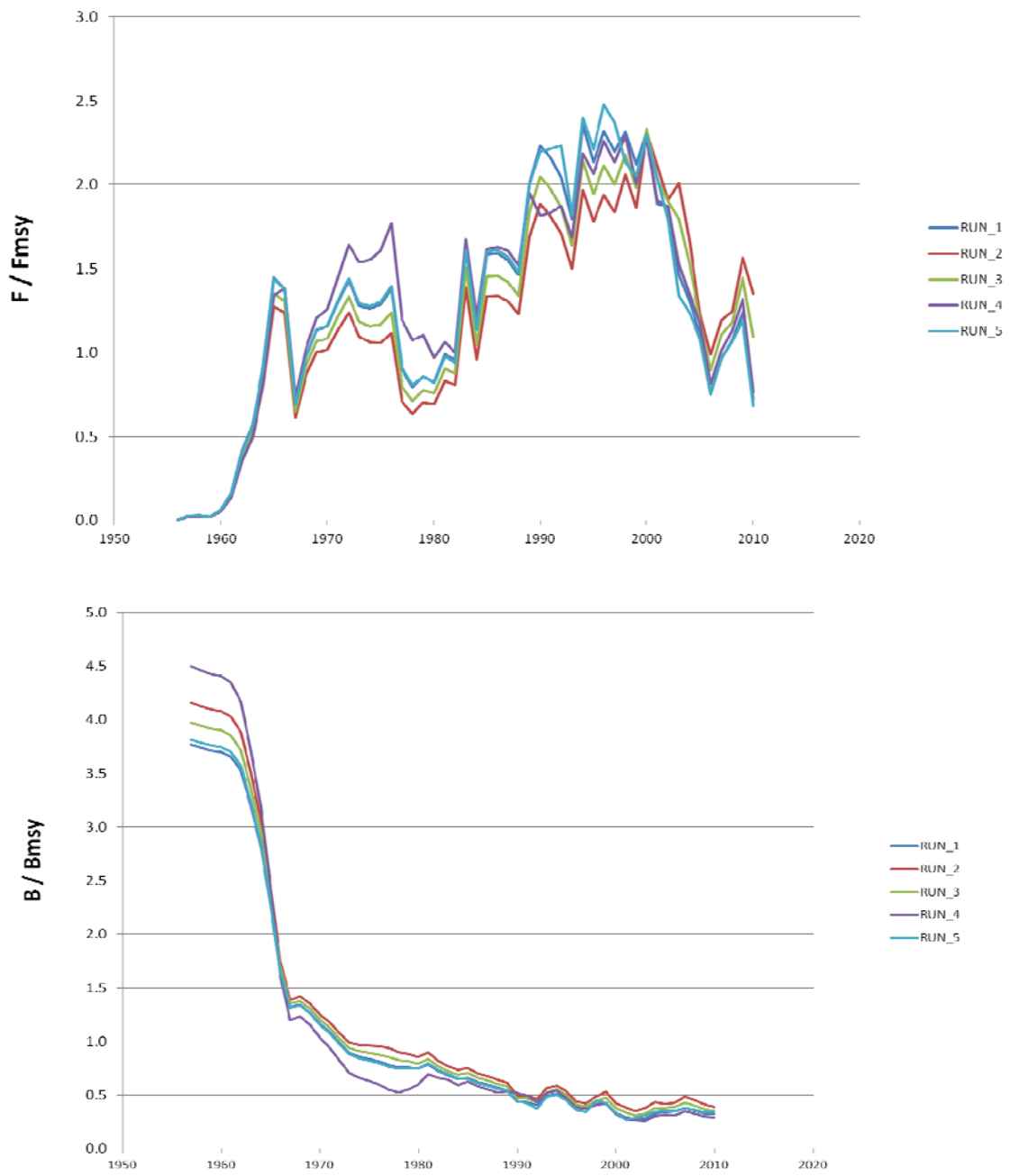


Figure 19. SS estimates of F/F_{MSY} (top) and B/B_{MSY} (bottom) from the base case (Run 1) and four sensitivity runs outlined in Table 12.

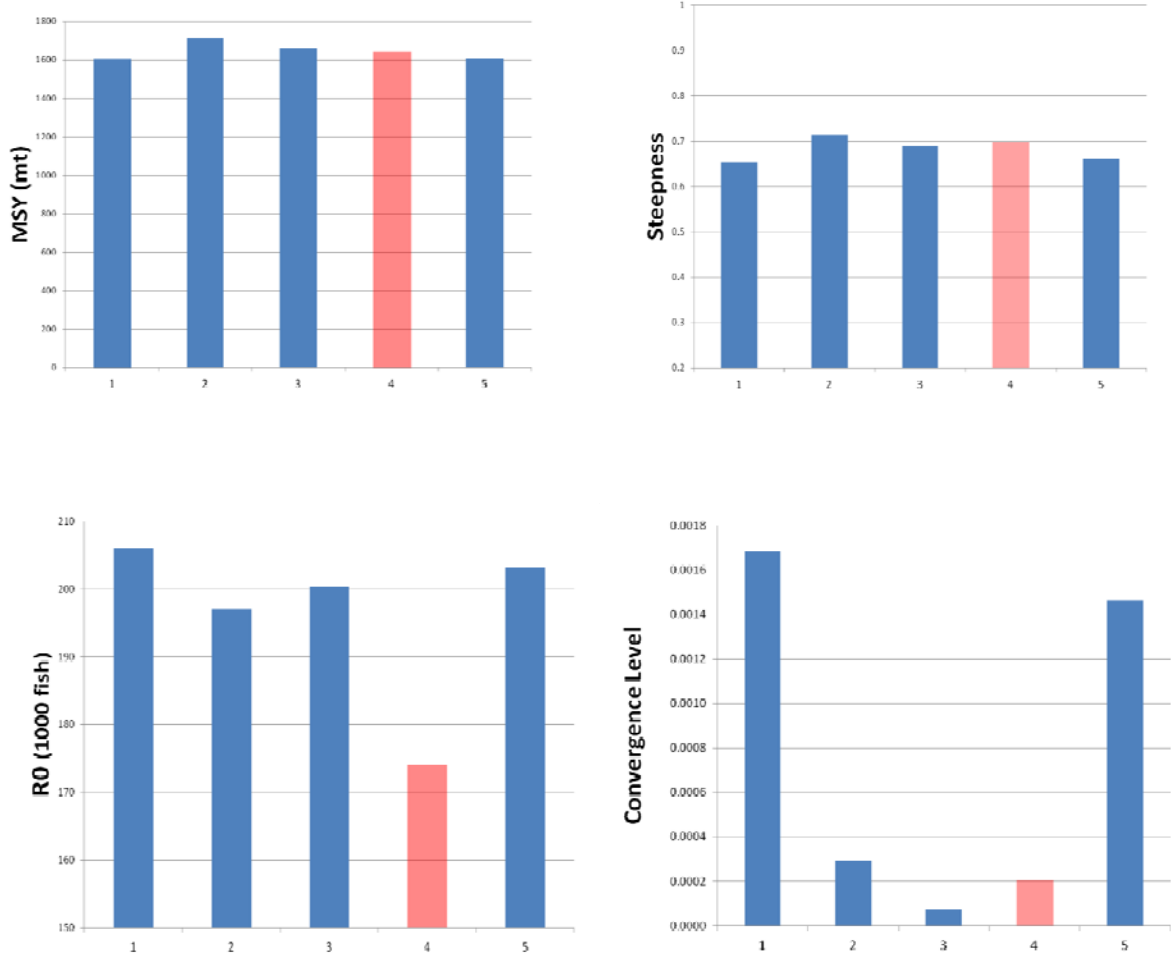


Figure 20. Estimates of MSY (upper left), steepness (upper right), log of virgin recruitment (lower left), and virgin recruitment (lower right) for the five sensitivity runs using SS Run 1 (Run 4 did not properly converge).

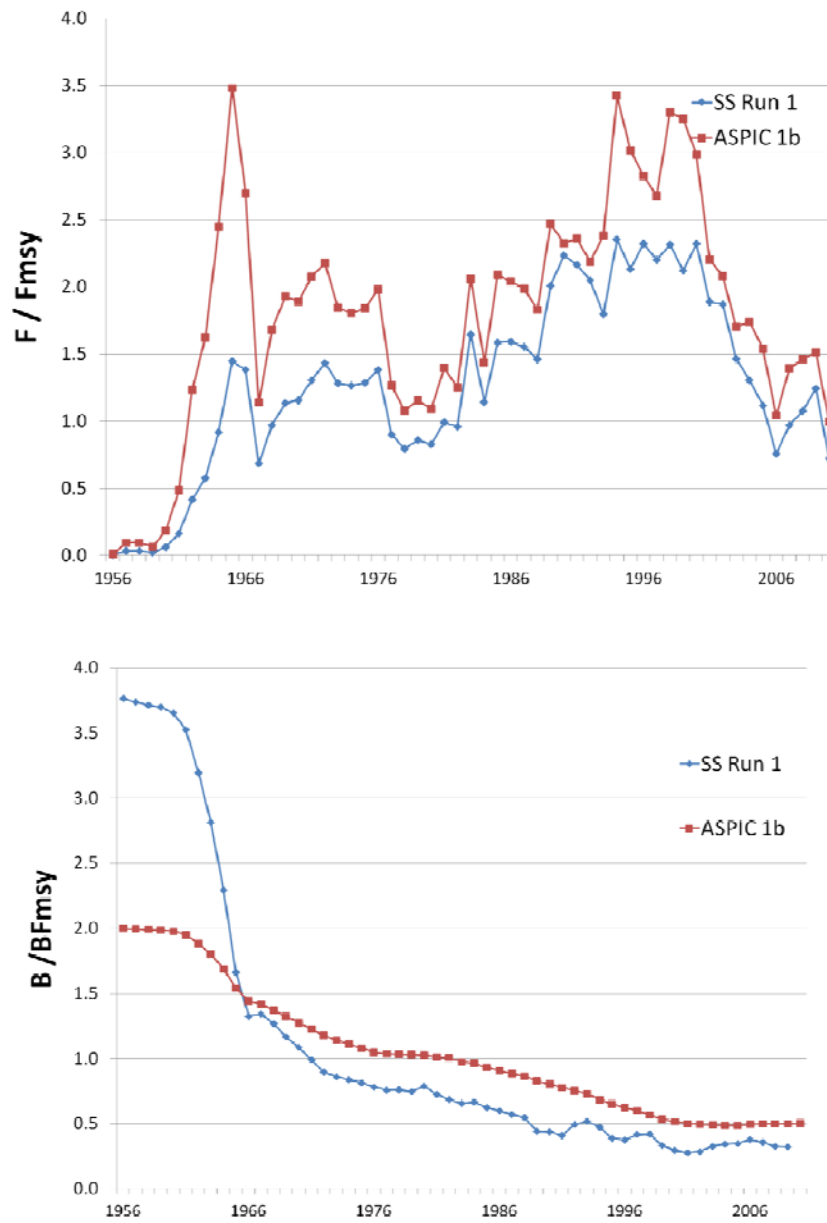


Figure 21. Estimates of F/F_{MSY} (top) and B/B_{MSY} (bottom) for the ASPIC and SS base case models.

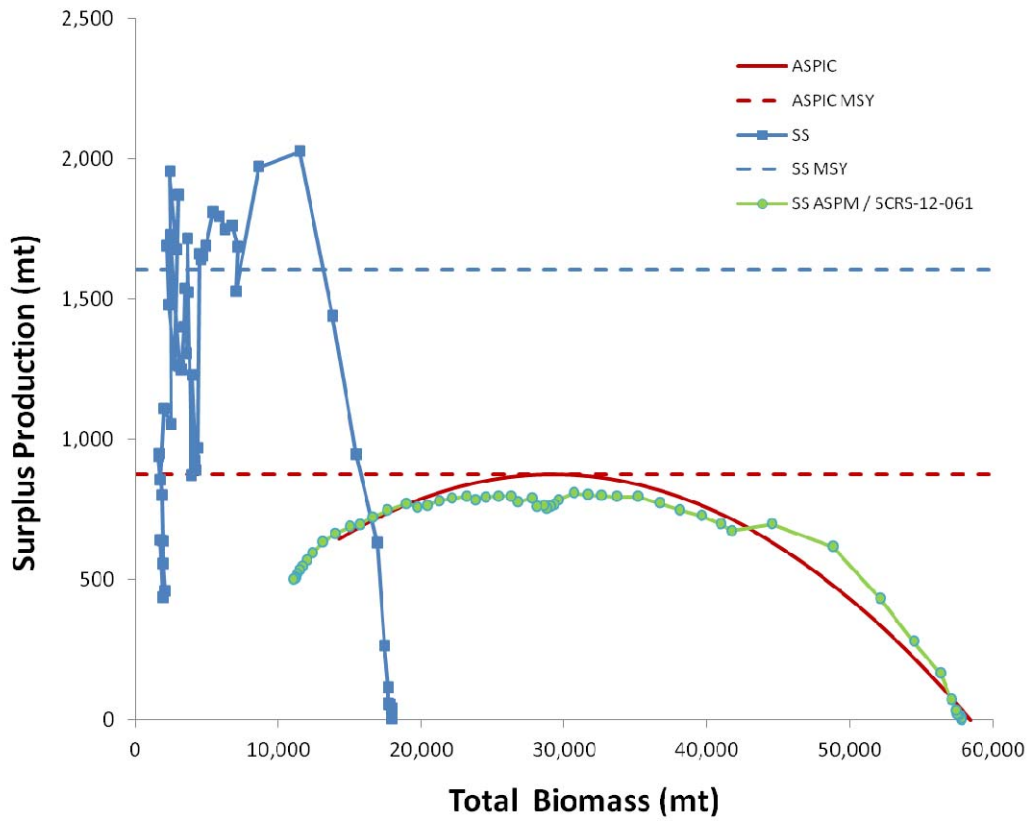


Figure 22. Surplus production curves for the ASPIC and SS base case models and the SS age structured production model presented during the meeting via SCRS-12-061. Note that the SS age structured production model was based on unrevised landings data and CPUE indices.

AGENDA

1. Opening, adoption of agenda and meeting arrangements
2. Update of WHM basic information
 - 2.1 Task I (catches)
 - 2.2 Task II (catch-effort and size samples)
 - 2.3 Other information (tagging)
3. Review of biological data (including steepness)
4. Review of catch per unit effort series
5. Stock assessment
 - 6.1 Methods and other data relevant to the assessment production models and other models
 - 6.2 Stock status
 - 6.3 Projections
6. Recommendations
 - 6.1 Research and Statistics
 - 6.2 Management
7. Other matters
8. Adoption of the report and closure

LIST OF PARTICIPANTS

SCRS CHAIRMAN

Santiago Burrutxaga, Josu

SCRS Chairman - Head of Tuna Research Area, AZTI-Tecnalia, Txatxarramendi z/g, 48395 Sukarrieta (Bizkaia) ESPAÑA,

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

Tel: + 55 48 3721 9942, Fax: + 55 48 3721 9566, E-Mail: humber.andrade@gmail.com

Travassos, Paulo

Universidade Federal Rural de Pernambuco - UFRPE, Laboratorio de Ecologia Marinha - LEMAR, Departamento de Pesca e Aquicultura - DEPAq, Avenida Dom Manoel Medeiros s/n - Dois Irmaos, CEP 52.171-900 Recife Pernambuco

Tel: +55 81 3320 6511, Fax: +55 81 3320 6515, E-Mail: p.travassos@depaq.ufrpe.br

MÉXICO

Ramírez López, Karina

Jefe de Departamento DGIPA-INAPESCA, Instituto Nacional de Pesca - SAGARPA, Av. Ejército Mexicano No.106 - Colonia Exhacienda, Ylang Ylang, C.P. 94298 Boca de Río Veracruz

Tel: +52 22 9130 4518, Fax: +52 22 9130 4519, E-Mail: kramirez_inp@yahoo.com; kramirez_lopez@yahoo.com.mx

UNITED STATES

Brown, Craig A.

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

Díaz, Guillermo

NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 1315 East-West Highway # 13562, Silver Spring, Maryland 20910
Tel: +1 301 713 2363, Fax: +1 301 713 1875, E-Mail: guillermo.diaz@noaa.gov

Die, David

Cooperative Unit for Fisheries Education and Research University of Miami, , 4600 Rickenbacker Causeway, Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 421 4607, Fax: +1 305 421 4221, E-Mail: ddie@rsmas.miami.edu

Hoolihan, John

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149
Tel: +1 305 365 4116, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: john.hoolihan@noaa.gov

Prince, Eric D.

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149
Tel: +1 305 361 4248, Fax: +1 305 361 4219, E-Mail: eric.prince@noaa.gov

Schirripa, Michael

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

VENEZUELA

Arocha, Freddy

Instituto Oceanográfico de Venezuela Universidad de Oriente, A.P. 204, 6101 Cumaná Estado Sucre,
Tel: +58-293-400-2111 - móvil: 58 416 693 0389, E-Mail: farocha@udo.edu.ve;farochap@gmail.com

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

CHINESE TAIPEI

Sun, Chi-lu

Professor, Marine Biology and Fisheries Division, Institute of Oceanography, National Taiwan University, P.O.BOX 23-13 Taipei
Tel: +886 2 3366 1392, Fax: +886 2 236 29842, E-Mail: chilu@ntu.edu.tw

OBSERVERS FROM INTER-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS

Secretariat of the Pacific Community (SPC)

Harley, Shelton James (Peer reviewer)

Principal Scientist, Secretariat of the Pacific Community, Noumea, New Caledonia 98848
Tel: +1 687 260 192, E-Mail: shelton h@spc.int

ICCAT SECRETARIAT

C/ Corazón de María, 8 – 6th & 7th floors, 28002 Madrid, Spain
Tel:+3491 416 5600; Fax:+34 91 415 2612; E-Mail: info@iccat.int

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

LIST OF DOCUMENTS

- SCRS/2012/040 Enhanced monitoring of large pelagic fishes caught by the Venezuela Artisanal Off-shore Fleet targeting tuna and tuna-like species in the Caribbean Sea and adjacent northwestern Atlantic waters: A preliminary Analysis. Arocha, F., Pazos, A., Larez, A., Marcano J., and Gutierrez, X.
- SCRS/2012/048 Standardized catch rates of white marlin (*Tetrapturus albidus*) caught by Brazilian tuna longline fleet (1978-2011). Andrade H.A.
- SCRS/2012/054 Aplicación de zero-inflated models sobre las tasas de captura de la aguja blanca (*Tetrapturus albidus*) a partir de datos de la pesquería española de palangre de superficie dirigida al pez espada en el Océano Atlántico. Ortiz de Urbina J., García-Costés B., Ramos-Cartelle A. and Mejuto J.
- SCRS/2012/055 How much we are learning about the production model's parameter when using standardized catch rates as input data? Andrade H.A.
- SCRS/2012/056 Standardized catch-rates of white marlin (*Kajikia albida*) for the Taiwanese distant-water tuna longline fishery in the Atlantic ocean, 1967-2010. Sun C.L., Su N.J., and Yeh S.Z.
- SCRS/2012/057 Length-based catch curve analysis for white marlin. Kell L and Palma C.
- SCRS/2012/058 An evaluation of the relative importance of the assumed biological parameters when providing management advice for white marlin. Kell L and de Bruyn P.
- SCRS/2012/059 A Stock Recruit Meta-Analysis for Scombridae, Istiophoridae and Xiphiidae. Kell L, Jordá M.J., Mosquera I., Harley S. and de Bruyn P.
- SCRS/2012/060 White marlin (*Tetrapturus albidus*) and roundscale spearfish (*Tetrapturus georgii*) standardized catch rates from the U.S. pelagic longline fishery pelagic observer program in the northwest Atlantic and Gulf of Mexico 1992-2011. Karnauskas M., Hoolihan J.P. and Walter J.F.
- SCRS/2012/061 Schirripa M.J. Estimates of the status of Atlantic white marlin using ASPIC and Stock Synthesis.
- SCRS/2012/062 M. Review of size frequency samples of white marlin (*Tetrapturus albidus*) 1970-2010. Ortiz,
- SCRS/2012/065 Estimation of total mortality from size data; An example based on white marlin. Kell L and Ortiz M.
- SCRS/2012/067 White marlin (*Tetrapturus albidus*) growth parameters estimated from capture-recapture data. Laretta M.V. and Brown B.
- SCRS/2012/068 A hierarchical framework for analysing multiple indices; A white marlin example. Kell L and de Bruyn P.

BAYESIAN PRODUCTION MODEL

A logistic Bayesian surplus production model (Schaefer type) similar to those used in the sailfish assessment in 2009 (Anon. 2010) and in bigeye assessment in 2010 (Anon. 2011) was also fitted to the separated white marlin CPUE time series and to a composite time series. The time series considered are described in Table XX. Posterior distributions were computed based on an Adaptive Importance Sampling (AIS) - Sampling Importance Resampling (SIR) algorithm (Andrade and Kinas 2007). Two sets of prior distributions were used for intrinsic growth rate (r), carrying capacity (k) and coefficient of catchability (q). One less informative ($r \sim U(0,2)$, $k \sim U(5000,600000)$, $q \sim U(1E-12,1E-3)$) and another more informative especially on r ($r \sim \text{lognormal}(\log(0.42),0.5)$, $k \sim U(5000,600000)$, $q \sim U(1E-12,1E-3)$). That restrictive prior for r is equal to the informative prior used in the last two white marlin stock assessment meetings.

Results

Only the models fitted to composite, TAI and USA.RR.n datasets with informative priors resulted in meaningful estimations of the parameters. Hence, only the calculations for those three datasets are showed below. One critical key when using importance sampling algorithms to obtain a sample from the posterior is the choice of the importance function. In the adaptive importance sampling framework one starts with a first importance density distribution (e.g. multidimensional student) and update it a couple of times in order to obtain a final importance density close to the true posterior density, hence a sample is draw from the importance function. One way to assess if the importance function is close to the true posterior density is to calculate the *relative entropy* (RE). If RE is close to one the importance function is close to the true posterior. If we rely on this criterion all the models are acceptable in the sense the posteriors samples were draw from a density distribution similar to the true posterior distribution though the samples for "TAI" should be carefully considered (**Figure 1**).

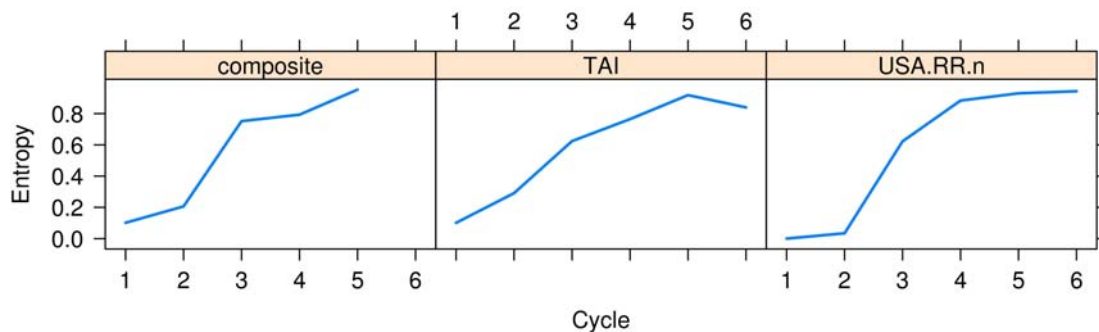


Figure 1. Entropy calculations for the models fitted to catch rate series.

The fittings of the models might be checked. The fittings of the models show decreasing trends for the three datasets until 2000. In the 2000's the model fitted to "TAI" dataset show an increasing trend stronger than those showed by the models fitted to the other two datasets (**Figure 2**). Nevertheless, the predictions of the model fitted to TAI dataset are biased for all the time series as suggested by the standard residuals calculations (**Figure 3**). While the data show a decreasing trend in 2000's, the model fitted to TAI dataset shows an increasing trend (**Figure 2**). The model fitted to the composite time series is not that biased for the more recent years.

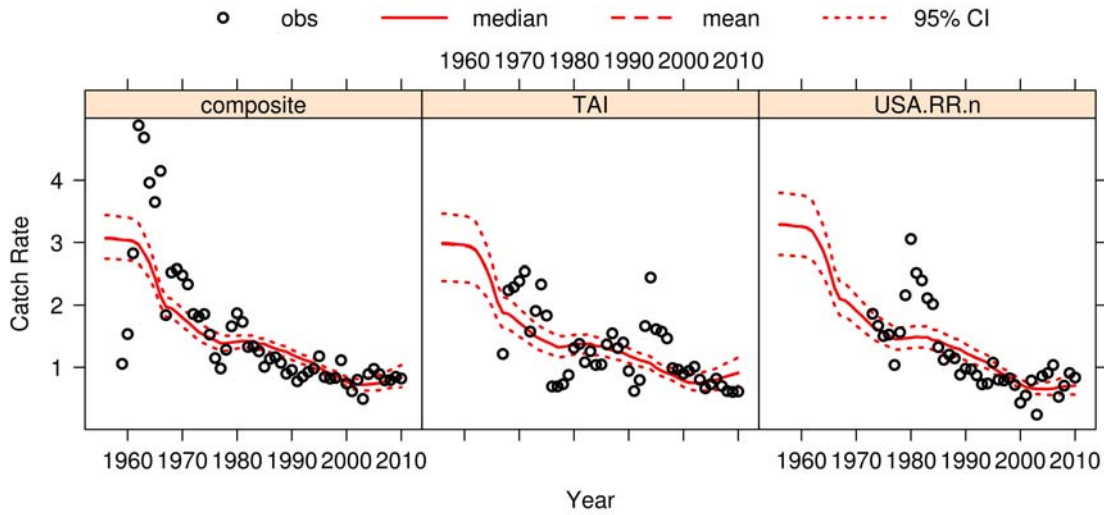


Figure 2. Fittings of the models for the entire datasets.

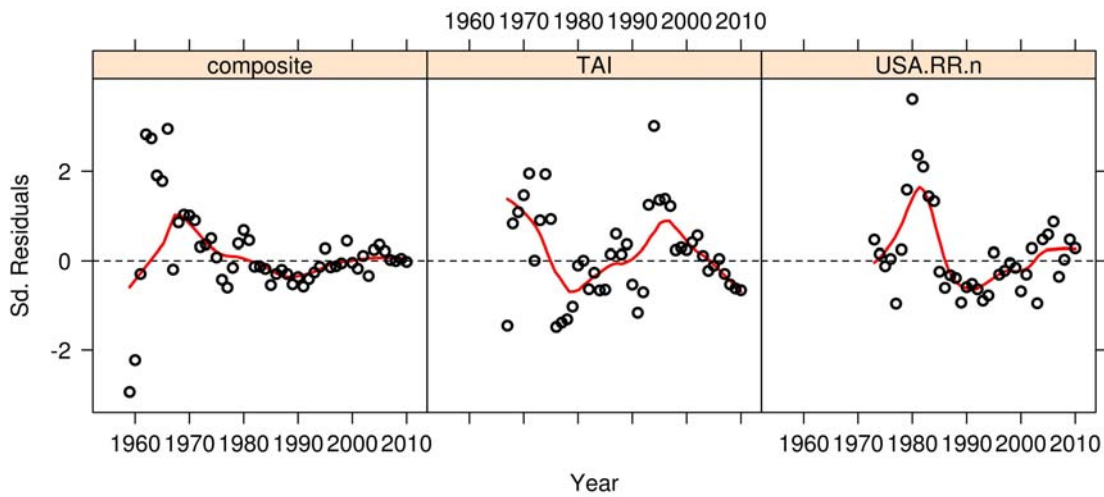


Figure 3. Residuals of the models fitted to composite indices and to indices calculated based on Chinese Taipei longline and on U.S. recreational fisheries.

Joint marginal posteriors for r and k are negatively correlated and show the usual “banana type” shape (**Figure 4**). All the posteriors samples give weight to small values of r (0.10 – 0.15) and to values for k close to 40000 t. The estimations are consistent in the sense the three posterior samples converged to similar estimations.

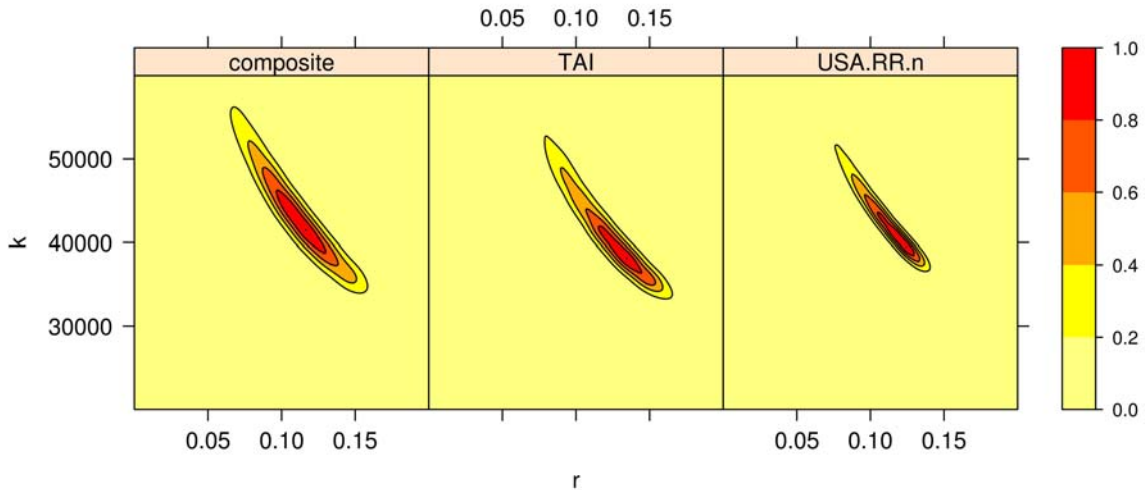


Figure 4. Joint marginal posteriors for r and k as calculated based on composite indices and on longline China Taipei and U.S. recreational datasets.

Overall time trends of ratios Y/Y_{msy} , F/F_{msy} and B/B_{msy} as calculated for composite, Chinese Taipei and U.S. recreational datasets are similar until 1990's (**Figure 5**). Nevertheless there are important differences in the end of 2000's. The calculations for TAI suggest an optimistic scenario for the more recent years in the sense there is a high probability that F/F_{msy} is below 1 and B/B_{msy} show an increasing trend. In opposition the calculations for USA recreational dataset suggest that the probability that F/F_{msy} is below 1 is not large and that B/B_{msy} does not show a sound increasing trend.

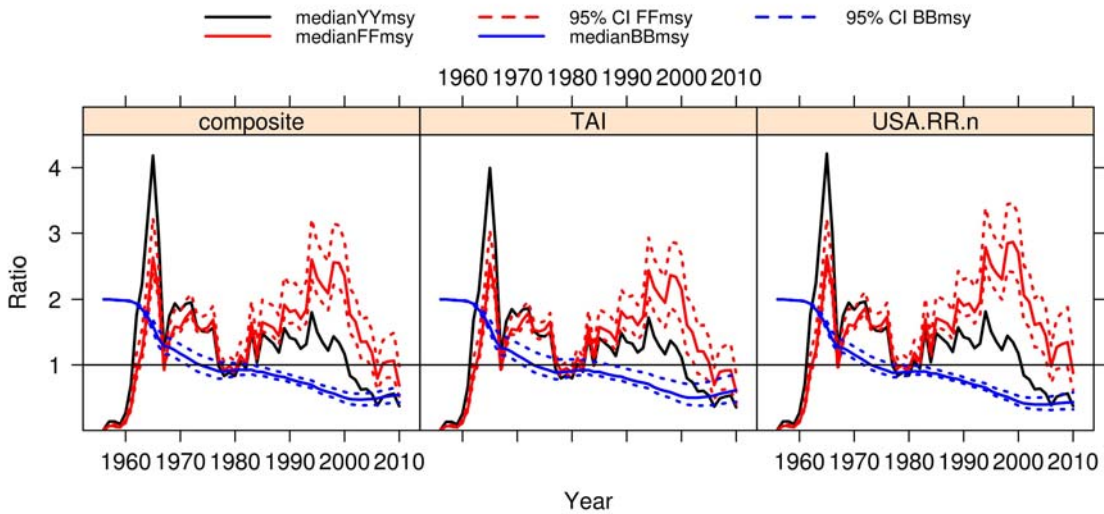


Figure 5. Median of posterior ratios Y/Y_{msy} , F/F_{msy} and B/B_{msy} (solid lines). Dashed lines stand for 95% confidence intervals.

The balance between the ratios F/F_{msy} and B/B_{msy} in the very last year of the dataset is showed as phase/kobe plot in **Figure 6**. Calculations for the longline Chinese Taipei dataset clearly suggest that the scenario in the last two or three years can not be classified as one of the red zone ($F/F_{msy} > 1$ and $B/B_{msy} < 1$), though the B/B_{msy} is still below 1. In opposition if we rely in the calculations for the USA recreational dataset it is not clear that the fishery scenario was not in the red zone in the last years. Estimations for composite indices are in between the estimations calculated for longline Chinese Taipei and U.S. recreational datasets.

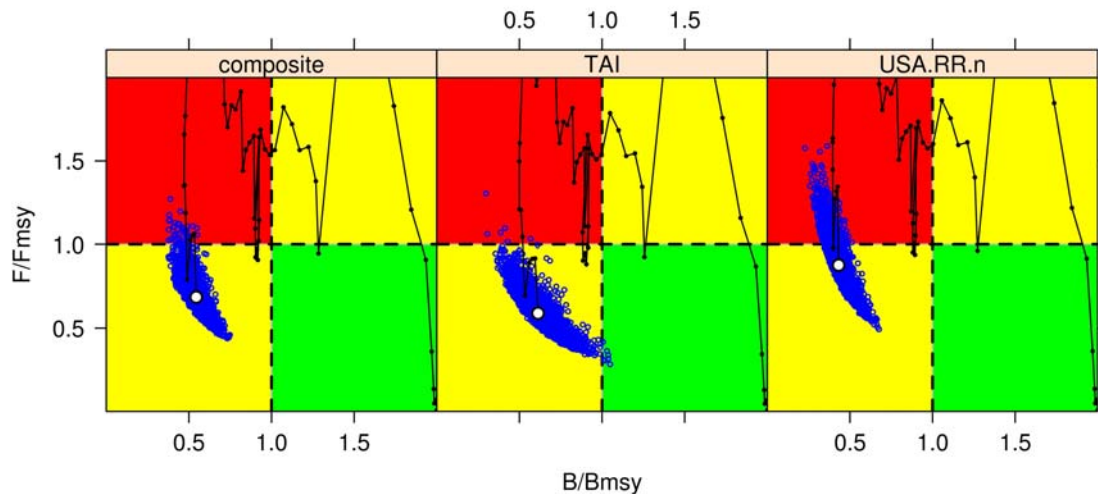


Figure 6. Phase plot as calculated for the composite and longline Chinese Taipei and recreational U.S. datasets.

Median of the predictions of B/B_{msy} for the next twenty years under different TAC regulations are in **Figure 7**. All the predictions suggest that the increasing trend of the ratio B/B_{msy} will be positive as far as the catches are lower 600 t. Nevertheless only calculations for longline Chinese Taipei dataset suggest that the ratio B/B_{msy} can achieve a value higher than one in the next twenty year and only if the catches are equal or lower than 400 t. Calculations for USA recreational dataset point for a much more pessimistic scenario. The increasing trend of B/B_{msy} will be positive if the catches are equal or lower than 600 t but the B/B_{msy} will not achieve a value equal or higher than one in the next twenty years. Predictions for composite datasets are intermediate between those calculated for longline Chinese Taipei dataset and recreational U.S. dataset. If we rely in the composite dataset B/B_{msy} can achieve a value higher than one if the catches would be lower than 200 t.

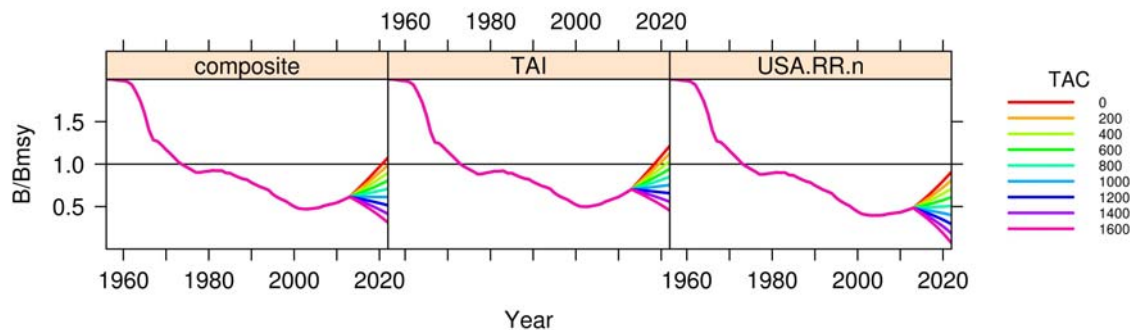


Figure 7. Predictions of B/B_{msy} for the next twenty years under different TAC regulations.

Similarly median of the predictions of F/F_{msy} for the next twenty years under different TAC regulations are in **Figure 8**. Overall the ratios F/F_{msy} will remain lower than one as far as catches are lower than 600 t. Again the more optimistic fishery scenario is the one calculated for longline China Taipei dataset while the more pessimistic scenario arise in the calculations for the recreational U.S. dataset.

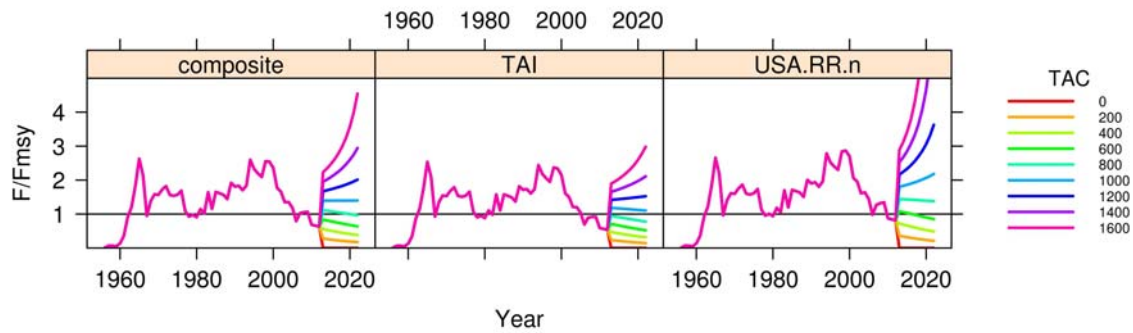


Figure 8. Predictions of F/F_{msy} for the next twenty years under different TAC regulations.

Finally, it is important to remind that the model fitted to longline Chinese Taipei dataset is biased for the very last years to show up in the time series, hence all the future predictions for the other two datasets are, at a first glance, more realistic.

Appendix 5

ASPIC INPUTS

Inputs shown are for run 1b. Values used are shown in bold italics. Other runs differ in the number of indices used or catch used. Those differences are noted in table ASPIC1 of section 5 of this report.

Model type **LOGISTIC** conditioning type **YLD** objective function **SSE**
 Number of bootstrap trials **501¹** MC search **1** (yes) N trials for MC search **100000**
 Convergence crit. for simplex **1.00000d-08** Convergence crit. for restarts **3.00000d-08** N restarts **6**
 Convergence crit. for est.effort; **1.00000d-04** N steps/yr **0** Max. F allowed in est. effort **8.00000d00**
 Weighting for $B1 > K$ **0d0**
 Number of fisheries (data series) **6** (VenLL, VenGil, USLL, USREC, JAPLL, TAILL)
 Statistical weights for data series **1d0 1d0 1d0 1d0 1d0 1d0**
 B1/K (starting guess) **1d0** MSY (starting guess) **1000** K (carrying capacity) (starting guess) **10000**
 q (starting guesses)
 VenLL, **2.35d-05** VenGil, **1.82d-04** USLL **5.21d-04** USREC **1.11d-03** JAPLL **2.05d-05** TAILL **7.050E-06**
 Estimate flags (0 or 1) (B1/K, MSY, K, q1...qn) **0 1 1 1 1 1 0 0**
 Min and max constraints – MSY **100 10000** Min and max constraints K **2000 1000000**
 Random number seed **5103079** Number of years of data in each series **55 55 55 55 55 55**

¹In ASPIC 5.34 this number represents the number of bootstrap trials plus one because the first bootstrap data set fitted is not a bootstrap sample and represents the deterministic solution.

A DETAILED DESCRIPTION OF THE 2012 STATISTICAL INTEGRATED ASSESSMENT MODEL FOR WHITE MARLIN IN THE ATLANTIC OCEAN

Justification

Traditionally the Atlantic white marlin has been assessed using variations on stock-production models. Generally, this was because very little data on this species has been available and these types of models are often times appropriate for data limited situations. Furthermore, although age-structured models, such as virtual population analysis (VPA), were available there are no age data available to estimate catch at age to populate the model. Although some length data from several fisheries has been available, reliable growth curves from which to estimate annual catch-at-age matrices were lacking. However, data on this species has accumulated over the years and in 2010 the ICCAT Billfish Working Group recommended that blue marlin should progress towards the potential application of a statistically integrated assessment model. A similar situation exists for white marlin, so a similar approach was taken here for white marlin. The adoption of a statistically integrated model not only allows for the full utilization of existing data, but also it provides the possibility to evolve in complexity as new data and hypotheses are accumulated. Furthermore, the integrated modeling approach allows for the identification of the sensitivity of the assessment outcome to the various input parameters, biological as well as fishery based.

The objectives of this work are to provide a detailed description of the 2012 model used to evaluate the stock status of Atlantic white marlin using data that heretofore has not been used in a statistically integrated manner. This appendix provides greater detail on the model structure than was able to be given within the stock assessment report itself as well as to present this information in a manner that will allow for replication in the future.

Data

Landings and CPUE time series data for the four gear types considered in this assessment were those reported by the ICCAT Secretariat during the meeting (**Figure 1**). Length compositions for the gear types were those reported by the ICCAT Secretariat during the assessment meeting and revised by the Group.

Estimates of growth were obtained from K. Drew (unpublished data), which was based on hard part analysis. Most other biological parameters, including female maturity, were either taken from the ICCAT manual, white marlin chapter or communicated by F. Arocha (from Arocha and Barrios, 2009).

Configuration and Assumptions

White marlin observational data were fitted using the Stock Synthesis III (SS3, version 3.23b) stock assessment framework. This framework uses a statistical catch-at-age approach to create a population time-series that best fits the given observations using maximum likelihood as the fitting objective. Details of the modeling approach are given in Methot (2009).

Four fleets were defined for inclusion in the model according to gear type: gillnet, longline, purse seine, and sport (recreational, rod-and-reel) fisheries. The SS3 model was configured for one area, one season, and two sexes with dimorphic growth. Natural mortality for both sexes and all ages was fixed at 0.20.

Recruitment was assumed to follow a Beverton-Holt recruitment function. Virgin recruitment and steepness were freely estimated and recruitment deviations were estimated from 1977-2009. The recruitment time series was assigned a standard deviation (σ) of 0.60. The stock was assumed to be unfished at the beginning of the time period considered.

The descending limb of the selectivity for longline and sport was fixed asymptotic, while gillnet was estimated. Because length compositional data were not available for the purse seine gear, this fleet was configured to have the same selectivity pattern as that estimated for the longline fleet.

Lambda on catch, discards, and CPUE and length data were set to a value of 1.0.

Results and diagnostics

A total of 44 parameters were estimated in the model. The fixed and estimated parameters and their associated coefficients of variation are given in **Table 1**. In general, estimates of gillnet selectivity were estimated with the greatest CV's with the remaining parameters being estimated with CV's less than five percent. The likelihood values for each of the observational time series are given in **Table 2**.

Of the 44 parameters modeled, 8 (4 pairs) had correlation coefficients greater than 70 percent (**Table 3**). Most notable is the high correlation between virgin recruitment and the stock-recruitment steepness parameter. These parameters dictate the overall size and productivity of the stock, two of the most important parameter estimates. The steepness parameter is often times estimated with a relatively informed prior, but not so in this case. The estimated value for steepness was approximately 0.65, which is biologically plausible.

Fits and residuals to the CPUE time series considered are shown in **Figure 2A-C**. Of the surveys used to fit the model, the Japanese early CPUE series had the highest residual mean square error (27.593) and the U.S. sport had the lowest (-7.904). All indexes (standardized) are shown in **Figure 3**.

The integrated model fitted the length compositions from the three fisheries relatively well (Figure 4-6). No effort was made to model the minimum size of white marlin for the US because no other country observes this regulation.

The stock-recruitment function estimated for white marlin is shown in **Figure 7** (top). It is difficult to judge the reliability of the virgin recruitment parameter, although the estimate of 206 million recruits did have a relatively small CV (1.014 percent, **Table 1**). Furthermore, the estimate of the steepness parameter (0.65) seemed very plausible and had a CV of 4.5 percent. However, the high correlation between these two parameters (-0.968) suggests that neither one can be said to be estimated with a great deal of certainty.

Estimates of annual recruitment with approximate 95 percent confidence intervals are shown in **Figure 10**. It should be noted that, in great part, the recruitment signal comes from the observations of landings and general trends in the CPUE time series as the length compositions provide very little information in this regard. Estimates of recruitment deviations showed somewhat of a pattern; however, only one of the estimated deviations (1992) could be said to be statistically different from zero (**Figure 7**, bottom). Annual estimates of recruitment (number of age-0 fish) are shown in Figure 8. Estimates of spawning stock biomass with 95% asymptotic intervals are shown in **Figure 10**.

Estimates of annual fishing mortality by gear showed a relatively steady increasing trend (**Figure 11**). Most of the mortality is due to the longline gear; however, the gillnet fishery also makes up a significant portion of it. The sharp decline in fishing mortality observed after year 2000 is due to the sharp decrease in landings reported after that year. Management benchmarks and associated errors are given in **Table 3**.

Further analysis was carried out by running 501,000 mcmc runs, removing the first 1000 runs, and thinning every 5th run, for a total of 100,000 runs. Frequency plots and trace plots of the estimated parameters are shown in Appendix 1, **Figure 12**. For nearly all parameters, the frequency plots look very well shaped with the exception of the second parameter of the gillnet selectivity (labeled "SizeSel. 1P.2.Gill.Net.1"). Parameters with correlations above 0.70 are shown in **Figure 13**.

References

- Arocha, F., and A. Bárríos. 2009, Sex ratios, spawning seasonality, sexual maturity, and fecundity of white marlin (*Tetrapturus albidus*) from the western central Atlantic. *Fisheries Research*, 95:98-111.
- Method, R. D. 2009, Stock assessment: operational models in support of fisheries management. *In The Future of Fishery Science in North America*, pp. 137-165. Ed. by R. J. Beamish, and B. J. Rothschild. Fish and Fisheries Series, 31. 736 pp.

Table 1. Parameter values for the base case model of Atlantic white marlin.

PARAMETER	VALUE	MIN	MAX	FIXED	ESTIMATED	SD	CV(%)
Natural Mortality							
Female	0.2				X		
Male	0.2				X		
Growth							
Female							
Size (cm) at age 1	117.540				X		
Size (cm) at age 20	172.100	200	300		X		
K	0.320				X		
CV in size at age 1	33.077				X		
CV in size at age 20	22.760	30	60		X		
Male							
Size (cm) at age 1	105.300				X		
Size (cm) at age 20	162.200	150	200		X		
K	0.540				X		
CV in size at age 1	21.258				X		
CV in size at age 20	22.240	20	40		X		
Biological parameters							
Female							
Coefficient to convert L(cm) to Wt (kg)	5.20E-06				X		
Exponent to convert L(cm) to Wt (kg)	3.01E+00				X		
Maturity Logistic inflection	132.000				X		
Maturity slope	-0.125				X		
eggs/gram intercept	1				X		
eggs/gram slope	0				X		
Male							
Coefficient to convert L(cm) to Wt (kg)	5.20E-06				X		
Exponent to convert L(cm) to Wt (kg)	3.01E+00				X		
Stock-Recruitment							
Log of Virgin Recruitment	5.328	4	7		X	0.054	1.014
steepness	0.654	0.2	1		X	0.030	4.534
sigma-r	0.600				X		
Size selectivity parameters							
Gillnet							
Peak	167.740	185	280		X	1.026	0.612
Top	-12.081	-7	6		X	50.122	414.891
Ascending slope	5.076	5	10		X	0.120	2.374
Descending slope	5.010	0	12		X	0.342	6.828
Selectivity at first bin	-15.000			X		–	
Selectivity at last bin	-1.868	-5	5		X	0.421	22.515
Longline							
Peak	181.358	50	280		X	2.604	1.436
Top	–	-15	3	X		–	
Ascending slope	7.347	0	20		X	0.084	1.137
Descending slope	–	-2	25	X		–	
Selectivity at first bin	–	-15	5	X		–	
Selectivity at last bin	–	-5	18	X		–	
Sport							
Peak	166.009	180	300		X	1.520	0.915
Top	-1.509	-15	3	X		–	
Ascending slope	5.269	0	12		X	0.167	3.162
Descending slope	3.259	-2	25	X		–	
Selectivity at first bin	-15.000	-15	5	X		–	
Selectivity at last bin	15.000	-5	18	X		–	

Table 2. Likelihood values for each of the observational data components used to fit the white marlin model. Total likelihood was 494.073 units.

		Gill Net	LongLine	Purse Seine	Sport	Jp_LL_early	Jp_LL_mid	Jp_LL_late	Ven_LL	Ven_GN	US_LL	US_Sport	Spain_LL	Chin-Tai_LL
Fleet:	ALL	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Catch_lambda:	_	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Catch_like:	0.021	0.005	0.005	0.005	0.006	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Surv_lambda:	_	0	0	0	0	1	0	1	1	1	1	1	0	1
Surv_like:	-13.805	0	0	0	0	27.593	29.737	4.388	-6.391	2.091	-8.763	-27.904	118.453	-4.819
Surv_R.M.S.E.		0	0	0	0	0.584	0.839	0.552	0.399	0.485	0.366	0.291	1.069	0.444
Length_lambda:	_	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Length_like:	518.415	55.722	328.457	0	134.236	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Table 3. Parameter correlations greater than 70% for the base case model of Atlantic white marlin

Parameter 1	Parameter 2	Correlation
S-R steepness	Virgin Recruitment	-0.968
Gillnet Selectivity, descending slope	Gillnet Selectivity, peak	0.869
Longline Selectivity, descending slope	Longline Selectivity, peak	0.779
Sport Selectivity, descending slope	Sport Selectivity, peak	0.876

Table 4. Derived quantities from the white marlin base case model configuration.

Derived Quantity	Estiamte	SD	CV(%)
F/Fmsy			
2006	0.757	0.070	0.092
2007	0.967	0.075	0.078
2008	1.075	0.090	0.084
2009	1.241	0.126	0.102
2010	0.720	0.105	0.146
B/Bmsy			
2006	0.348	0.034	0.098
2007	0.377	0.031	0.083
2008	0.358	0.032	0.088
2009	0.327	0.034	0.104
2010	0.322	0.046	0.141
F at MSY	0.295	0.032	0.110
Yield at MSY	1604	28.74	0.018

Data by type and year

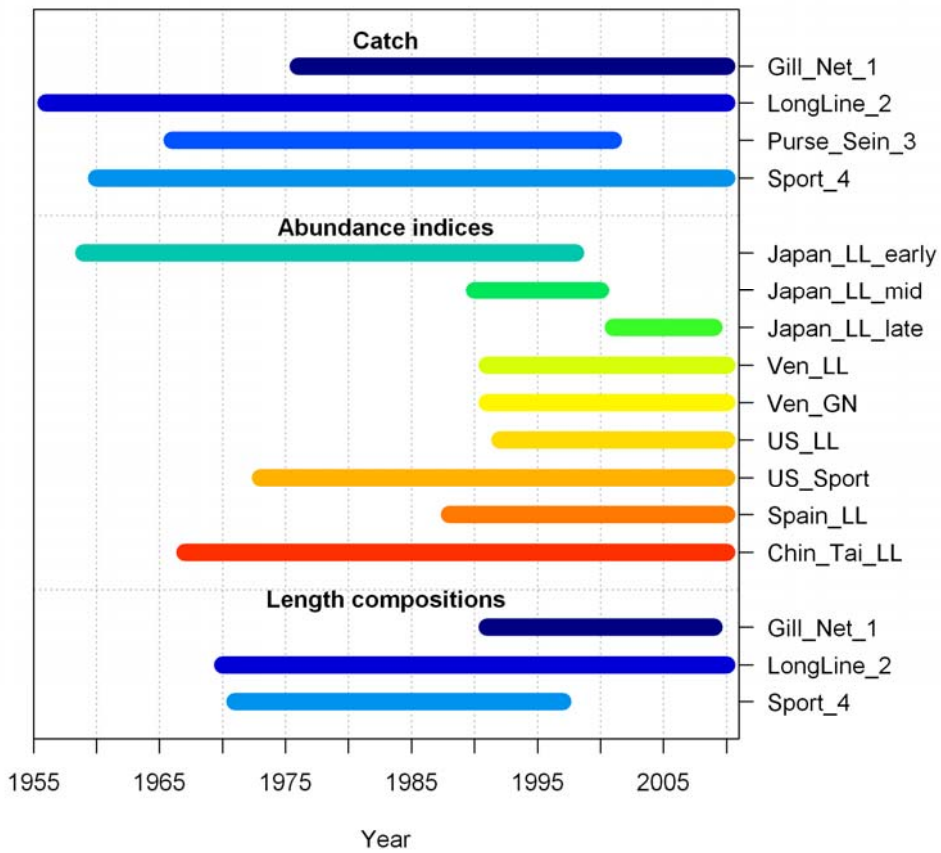


Figure 1. Overview of observational data used in the 2012 white marlin stock assessment model.

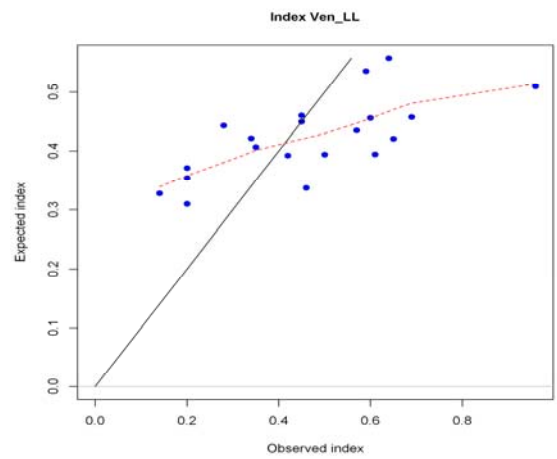
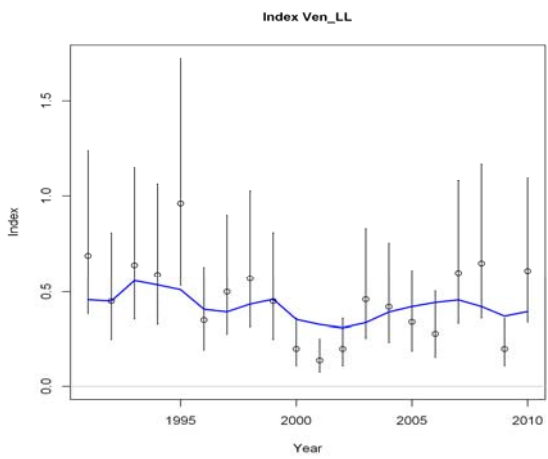
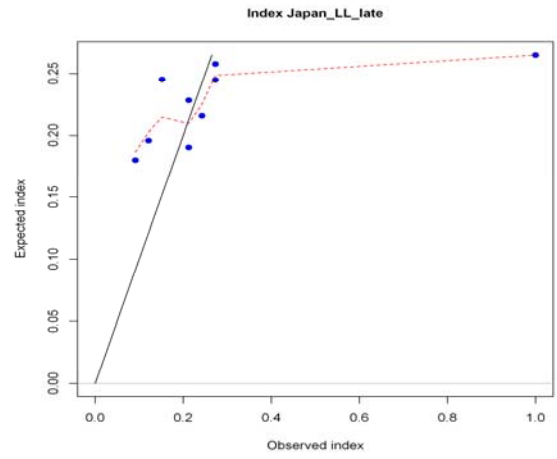
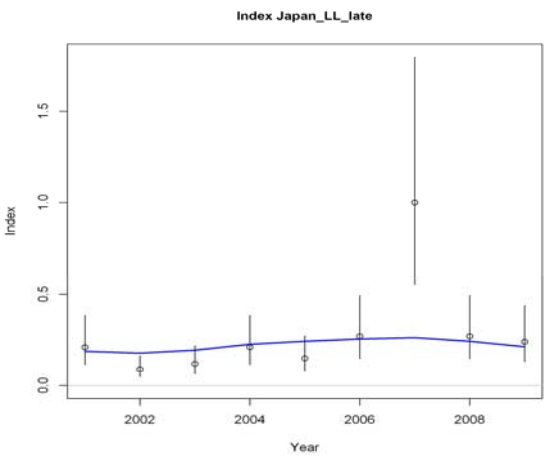
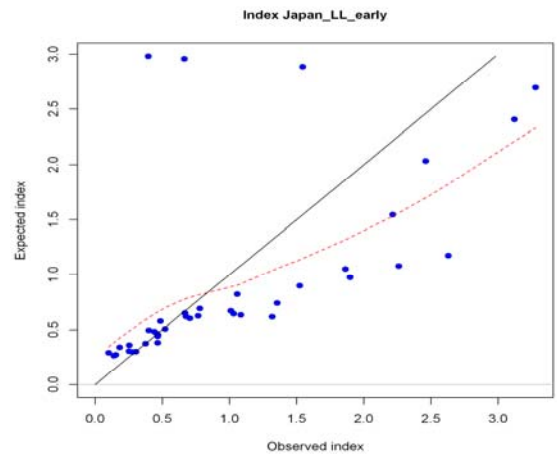
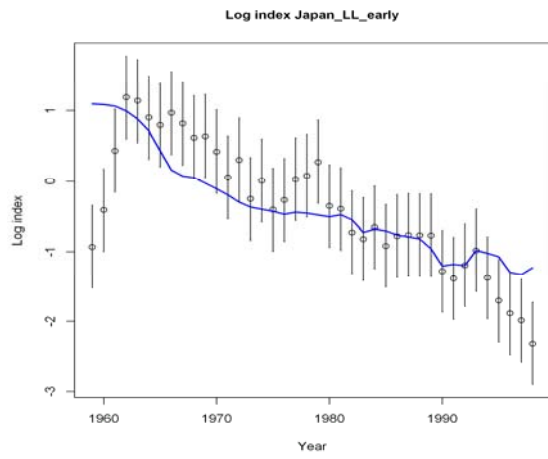


Figure 2A. Observed and predicted indices of abundance used in the 2012 white marlin stock assessment model

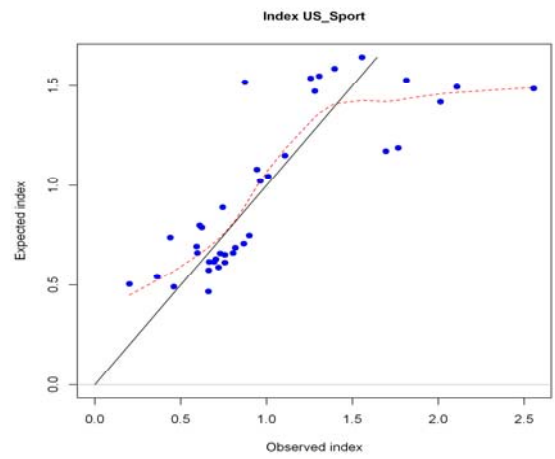
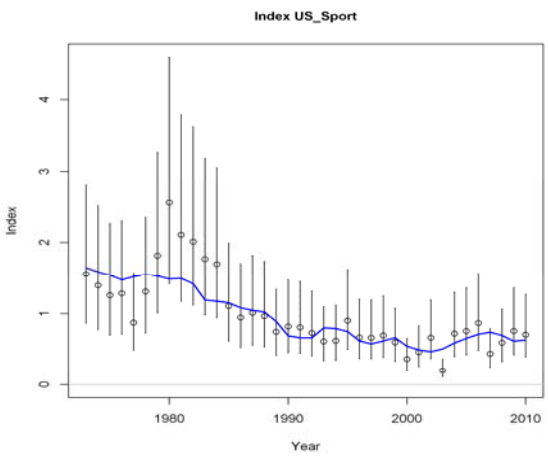
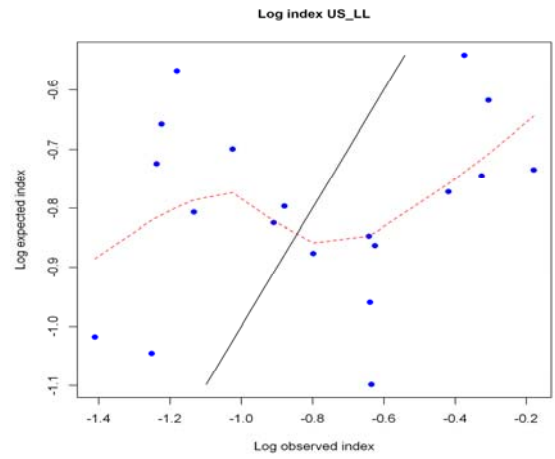
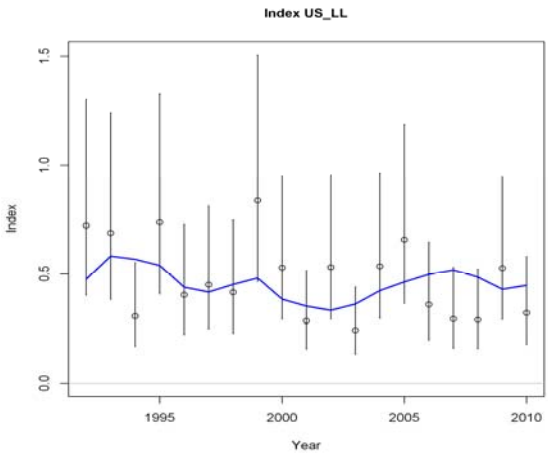
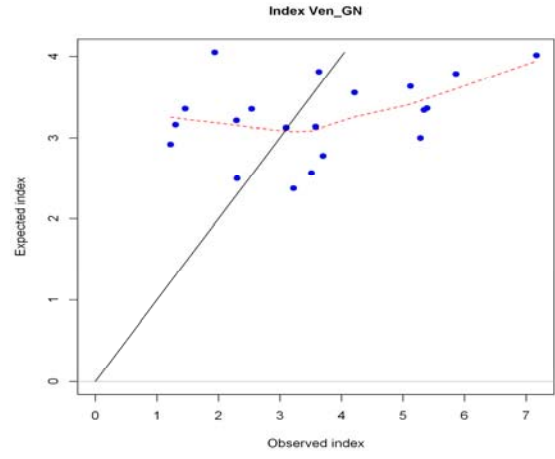
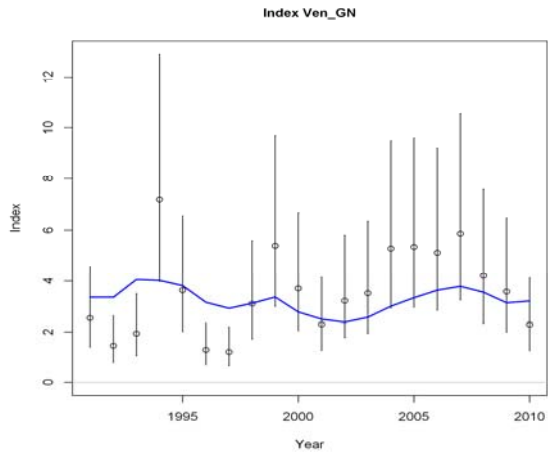


Figure 2B. Observed and predicted indices of abundance used in the 2012 white marlin stock assessment model.

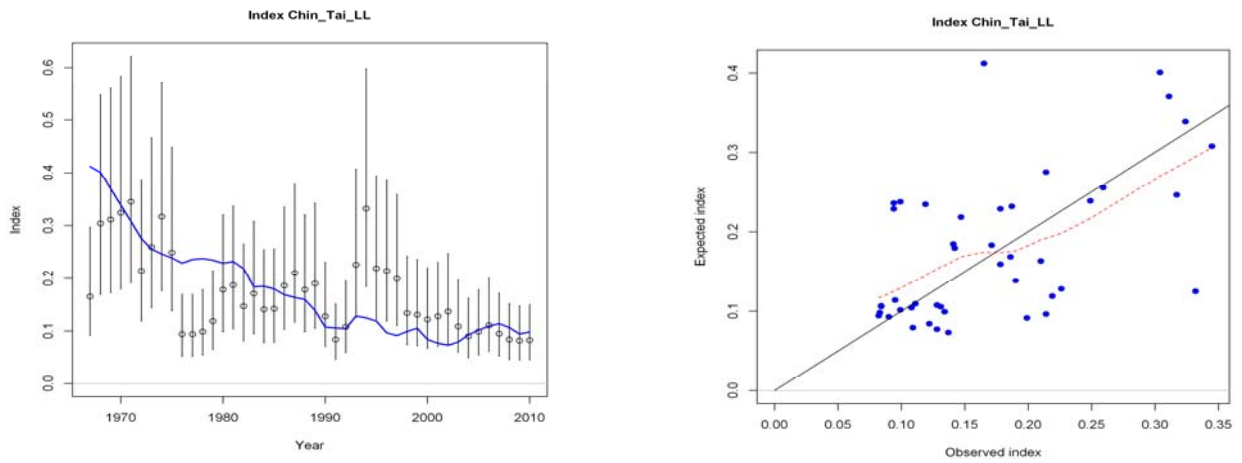


Figure 2C. Observed and predicted indices of abundance used in the 2012 white marlin stock assessment model.

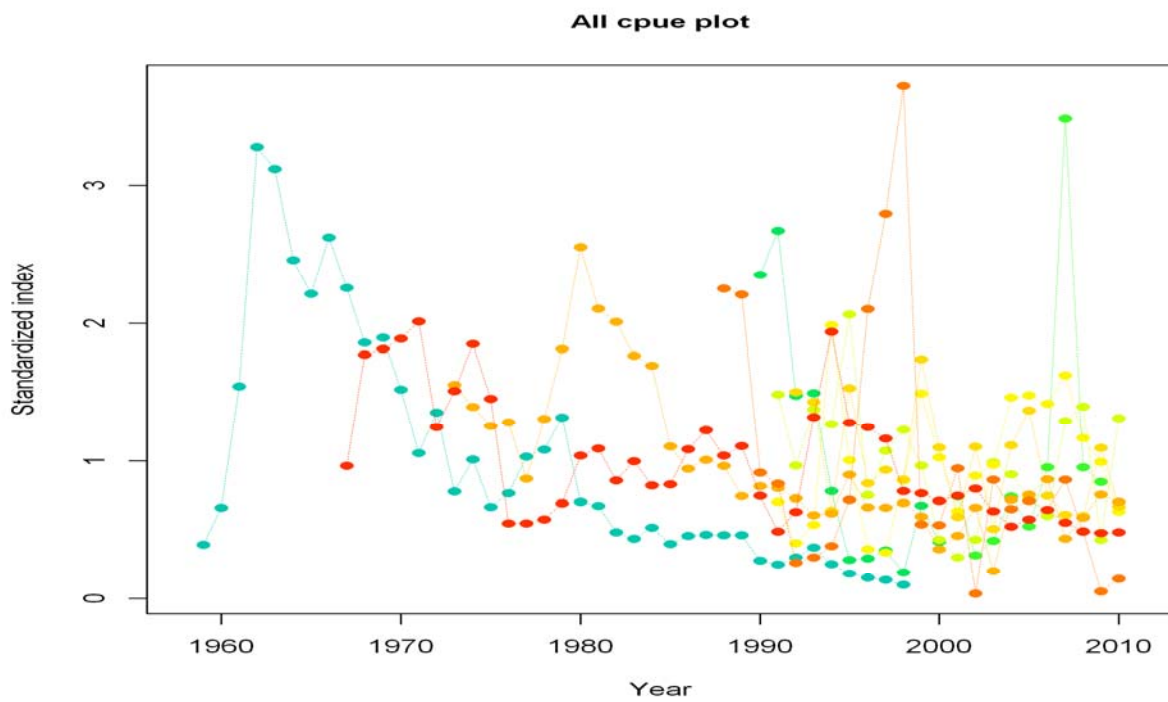


Figure 3. All CPUE time series for white marlin considered in the 2012 white marlin stock assessment model (standardized to 1.0).

length comps, sexes combined, retained, Gill_Net_1

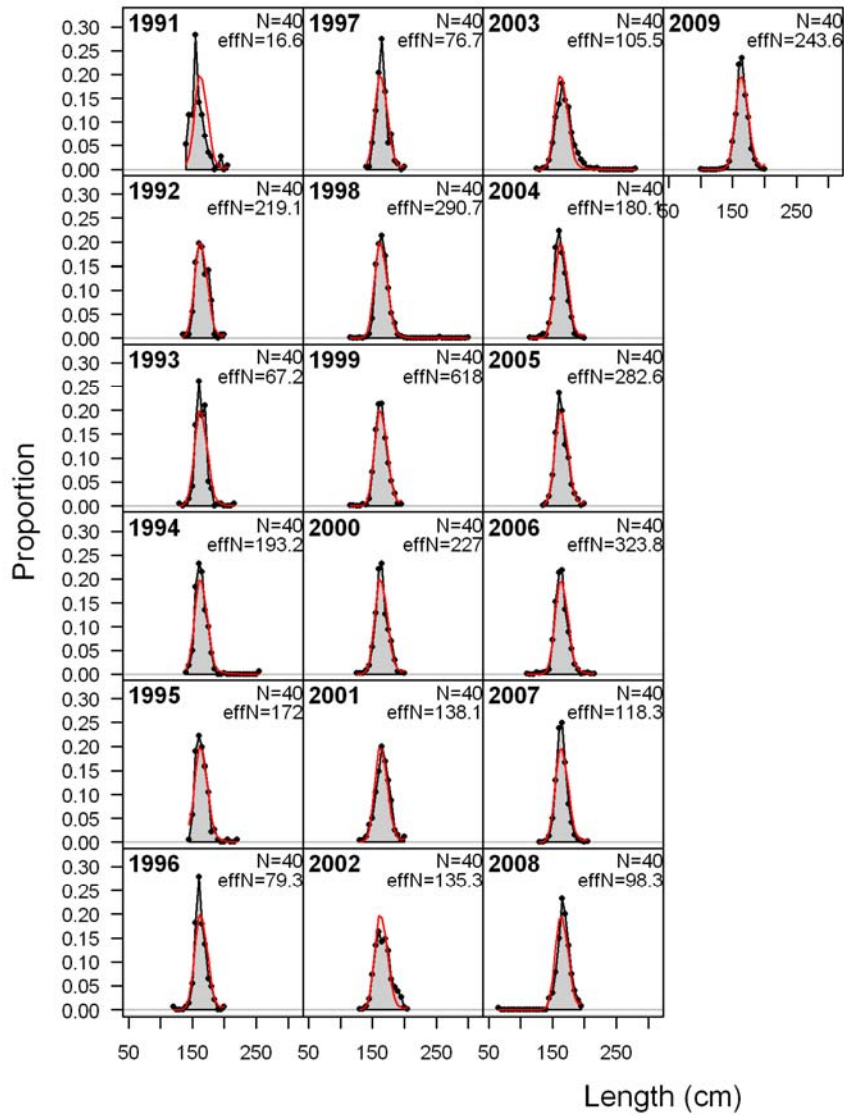


Figure 4. Observed and predicted annual length composition from the white marlin gillnet fishery.

length comps, sexes combined, retained, LongLine_2

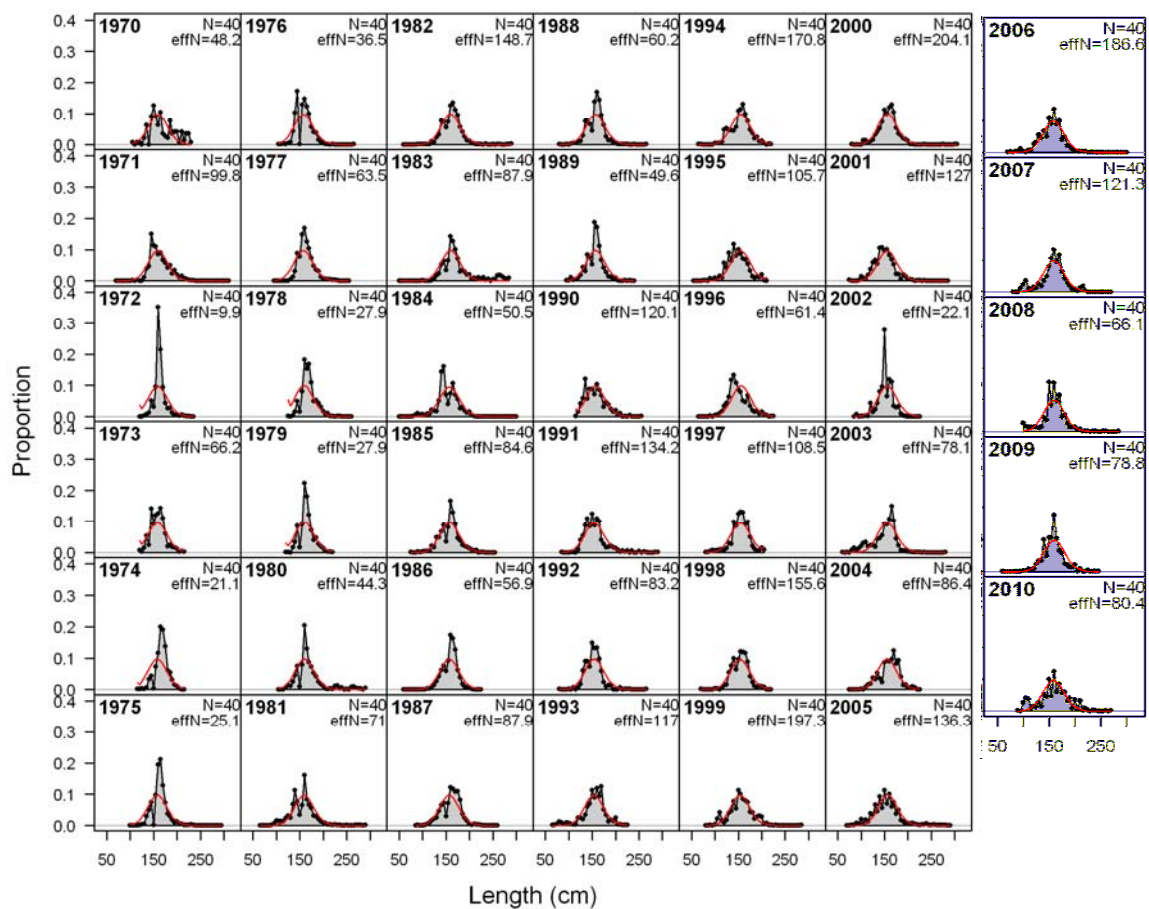


Figure 5. Observed and predicted annual length composition from the white marlin longline fishery.

length comps, sexes combined, retained, Sport_4

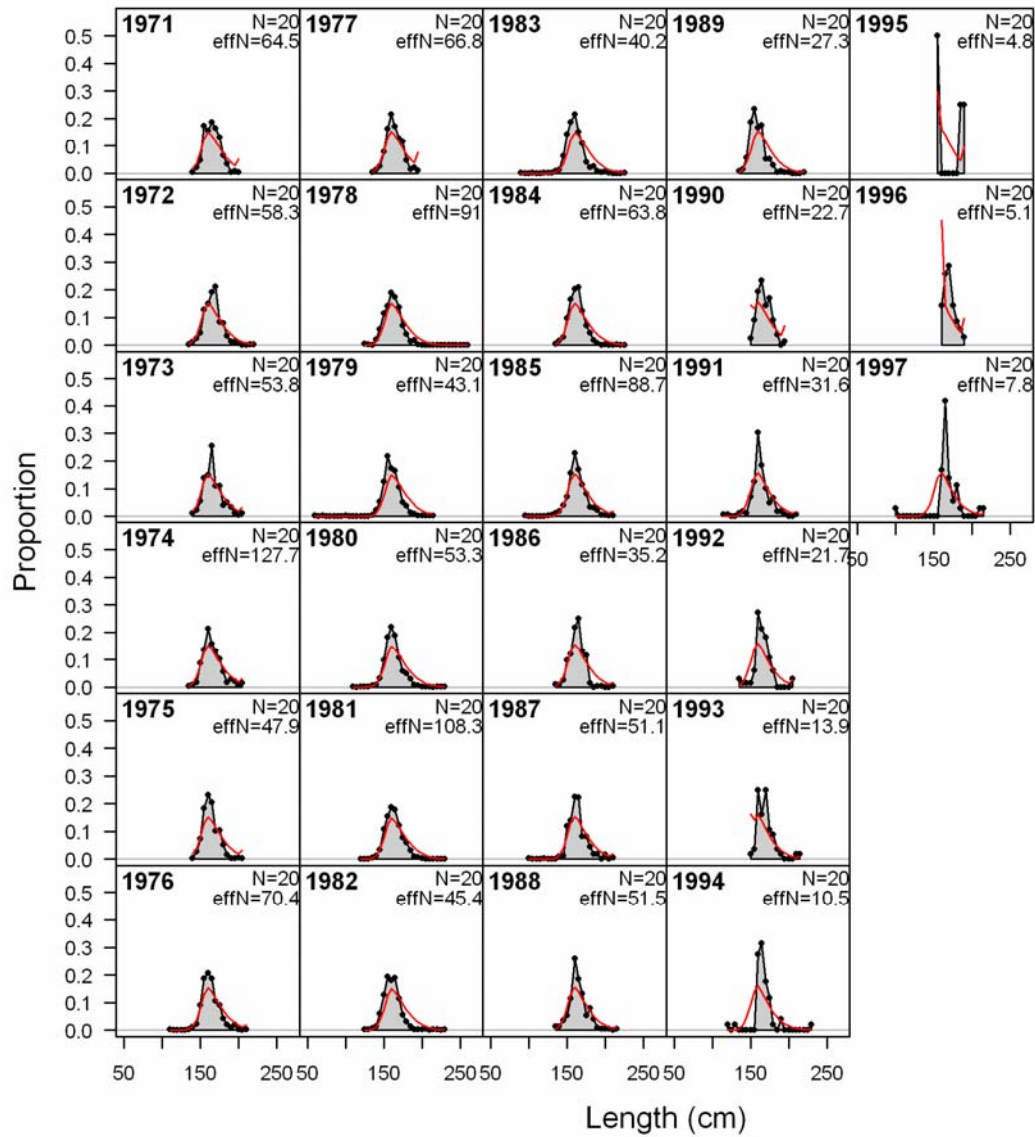


Figure 6. Observed and predicted annual retained length composition from the white marlin sport fishery.

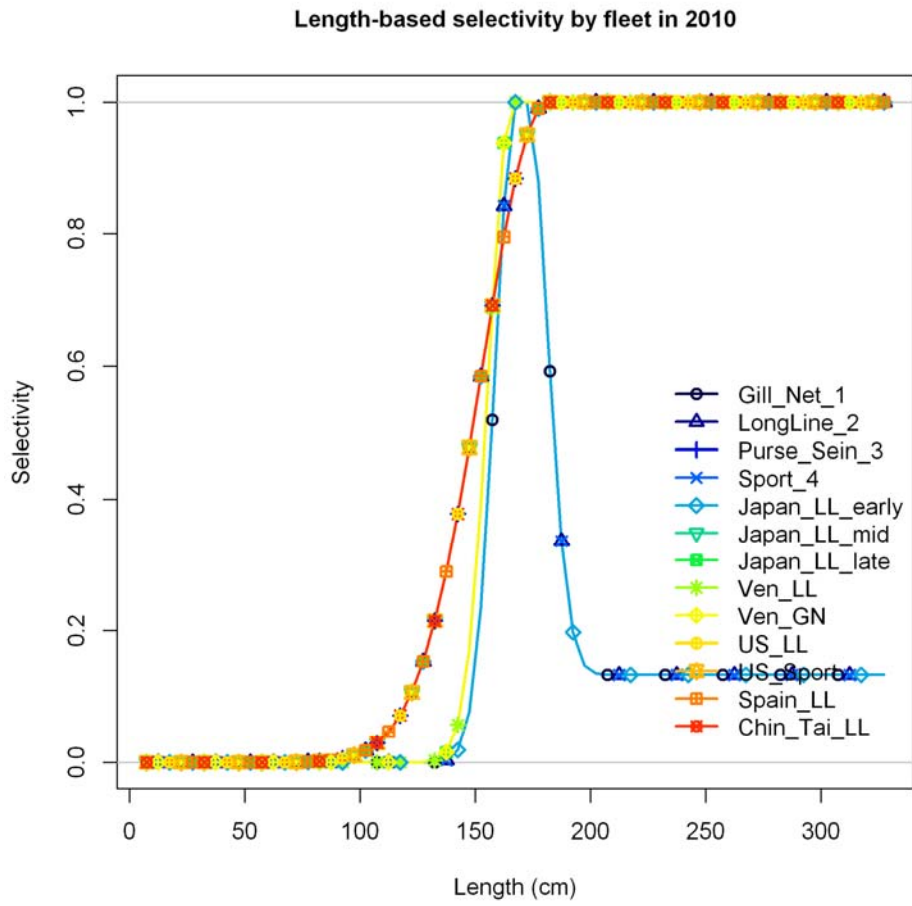


Figure 7. Estimated selectivities for all fleets/surveys modeled in the SS RUN_1 model.

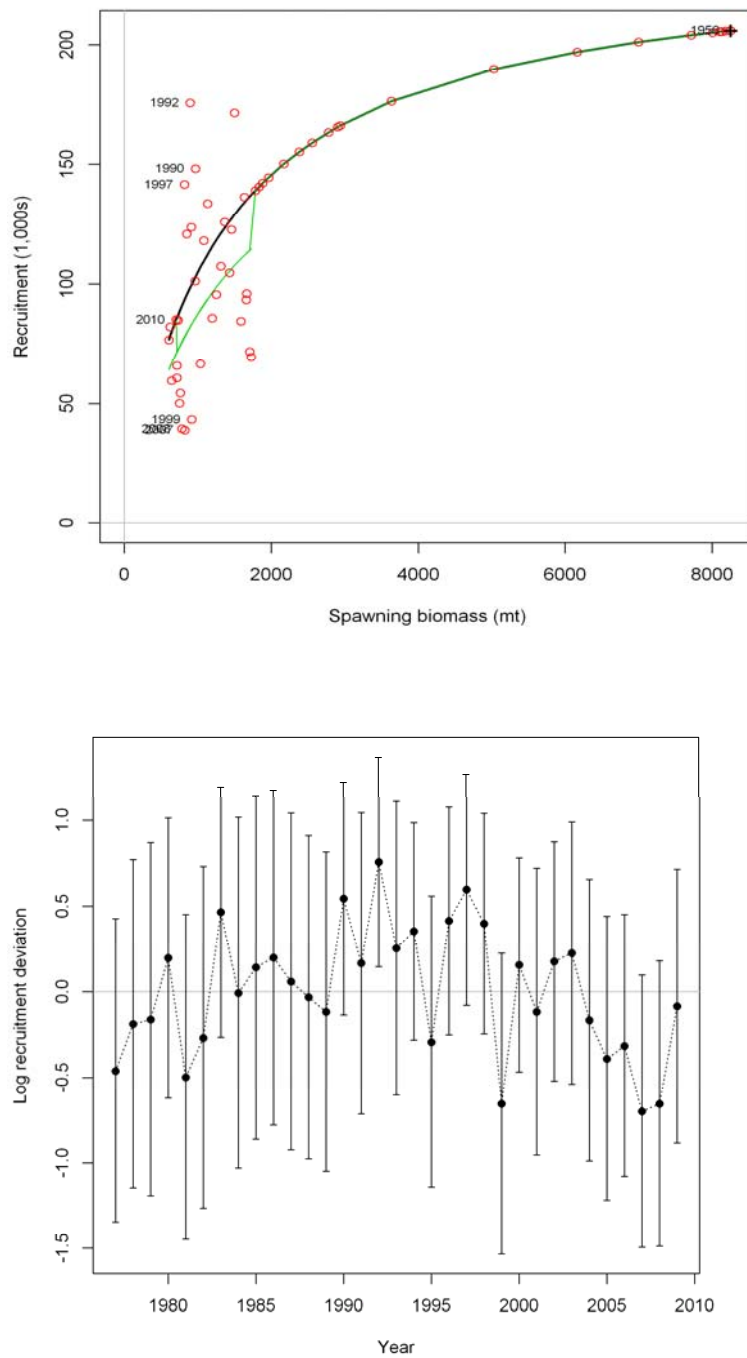


Figure 8. Estimated stock-recruitment function (top) and annual recruitment deviations for the white marlin stock assessment model.

Age-0 recruits (1,000s) with ~95% asymptotic intervals

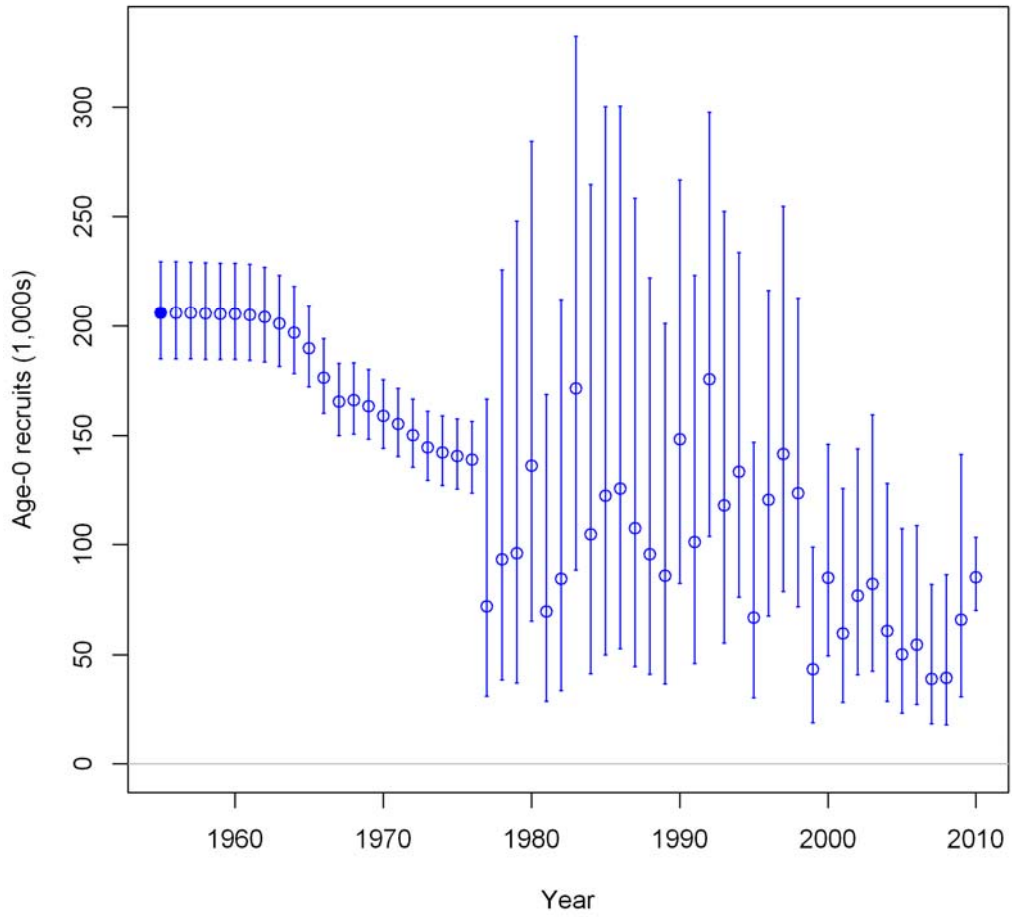


Figure 9. Estimated recruitment with 95% asymptotic intervals for the white marlin stock assessment model.

Spawning biomass (mt) with ~95% asymptotic intervals

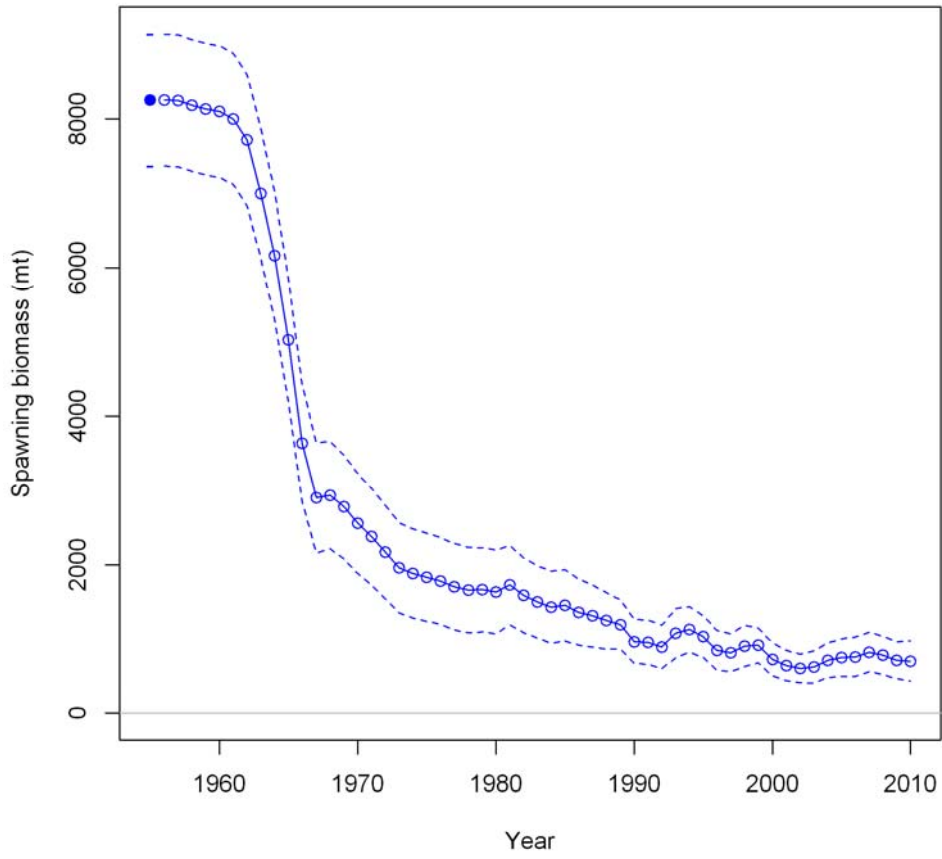


Figure 10. Estimated spawning stock biomass with 95% asymptotic intervals for the white marlin stock assessment model.

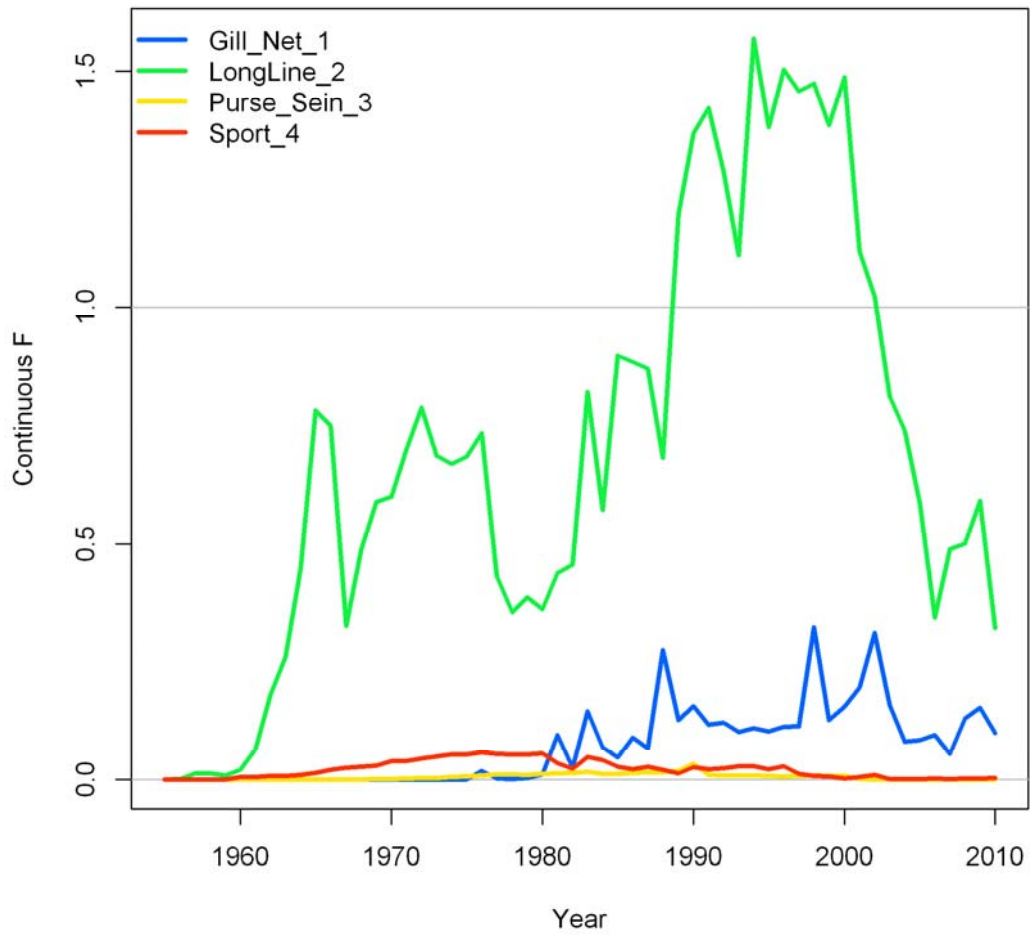


Figure 11. Continuous fishing mortality by gear for the white marlin stock assessment model.

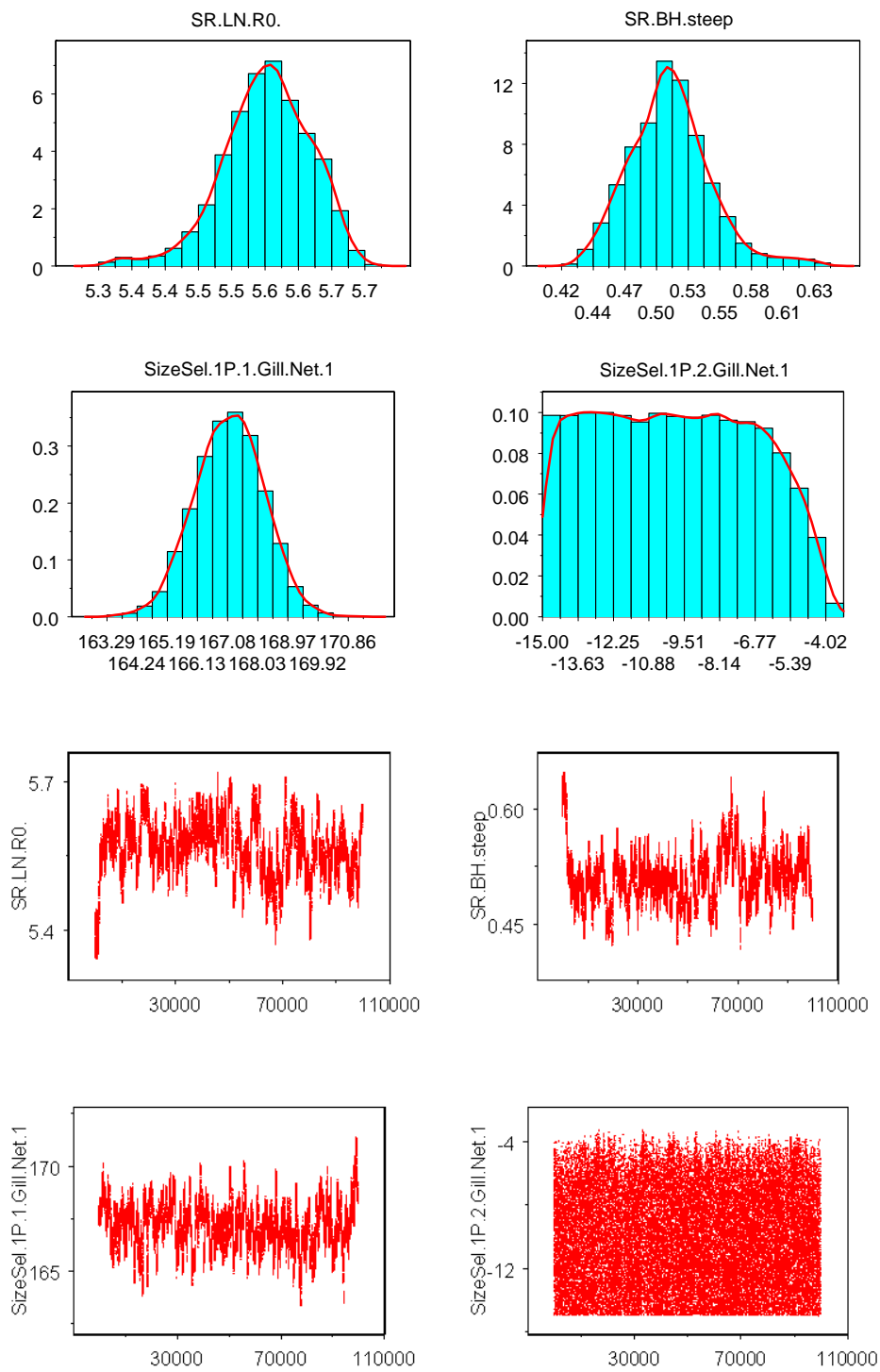


Figure 12A. Frequency histograms (top) and estimation trace plots (bottom) of the posteriors from mcmc analysis for the SS RUN_1 white marlin model.

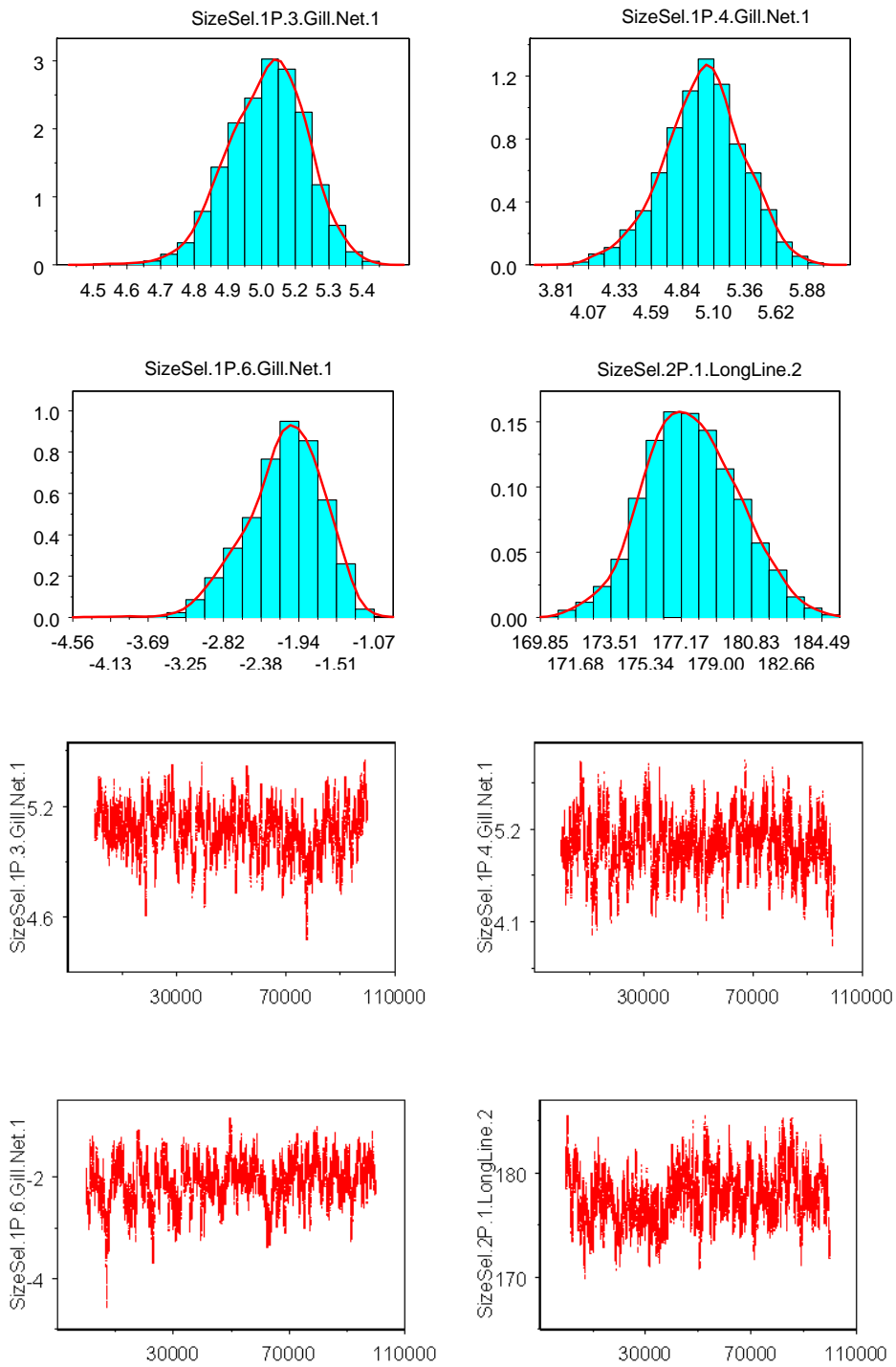


Figure 12B. Frequency histograms (top) and estimation trace plots (bottom) of the posteriors from mcmc analysis for the SS RUN_1 white marlin model.

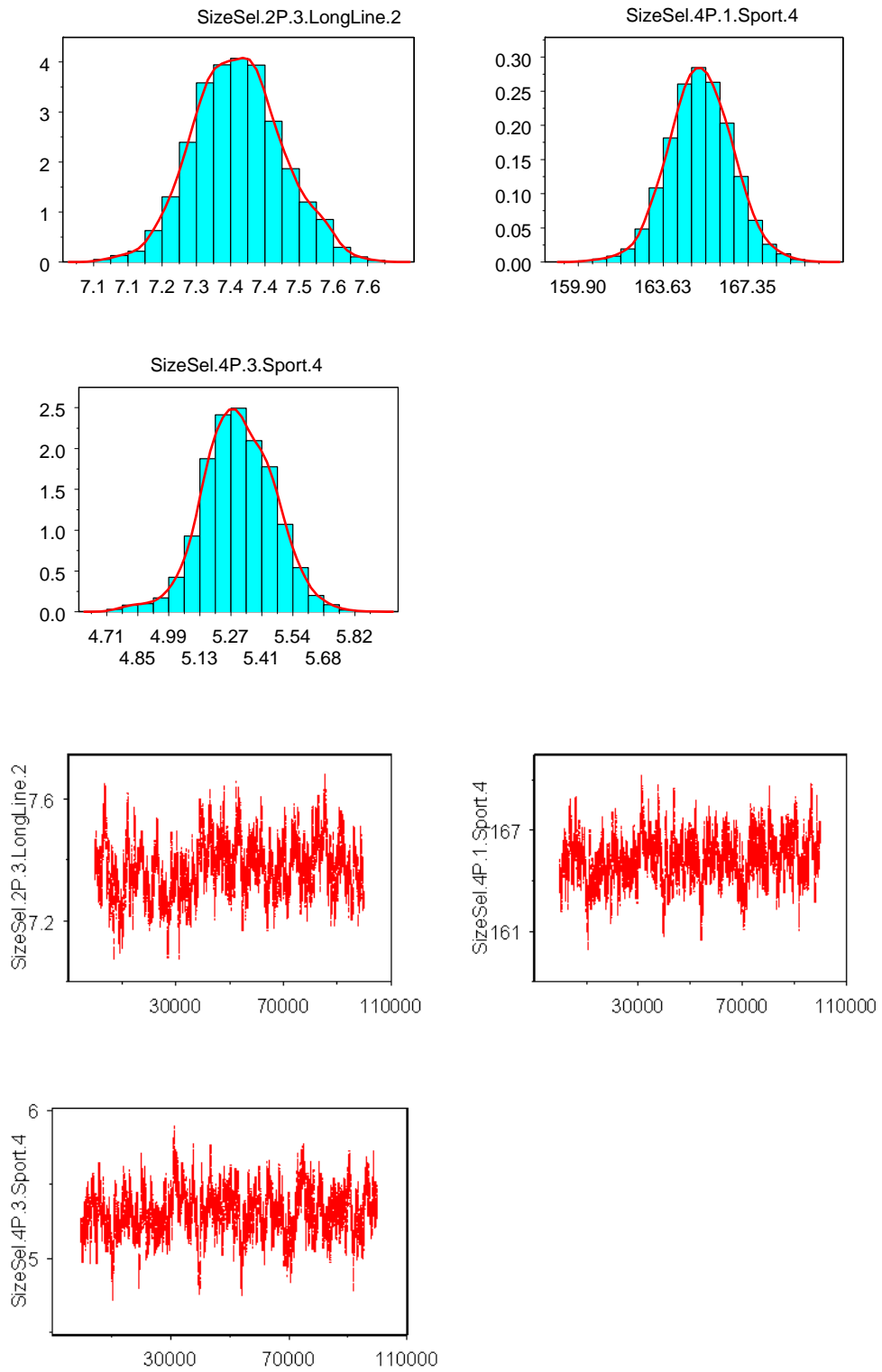


Figure 12C. Frequency histograms (top) and estimation trace plots (bottom) of the posteriors from mcmc analysis for the SS RUN_1 white marlin model.

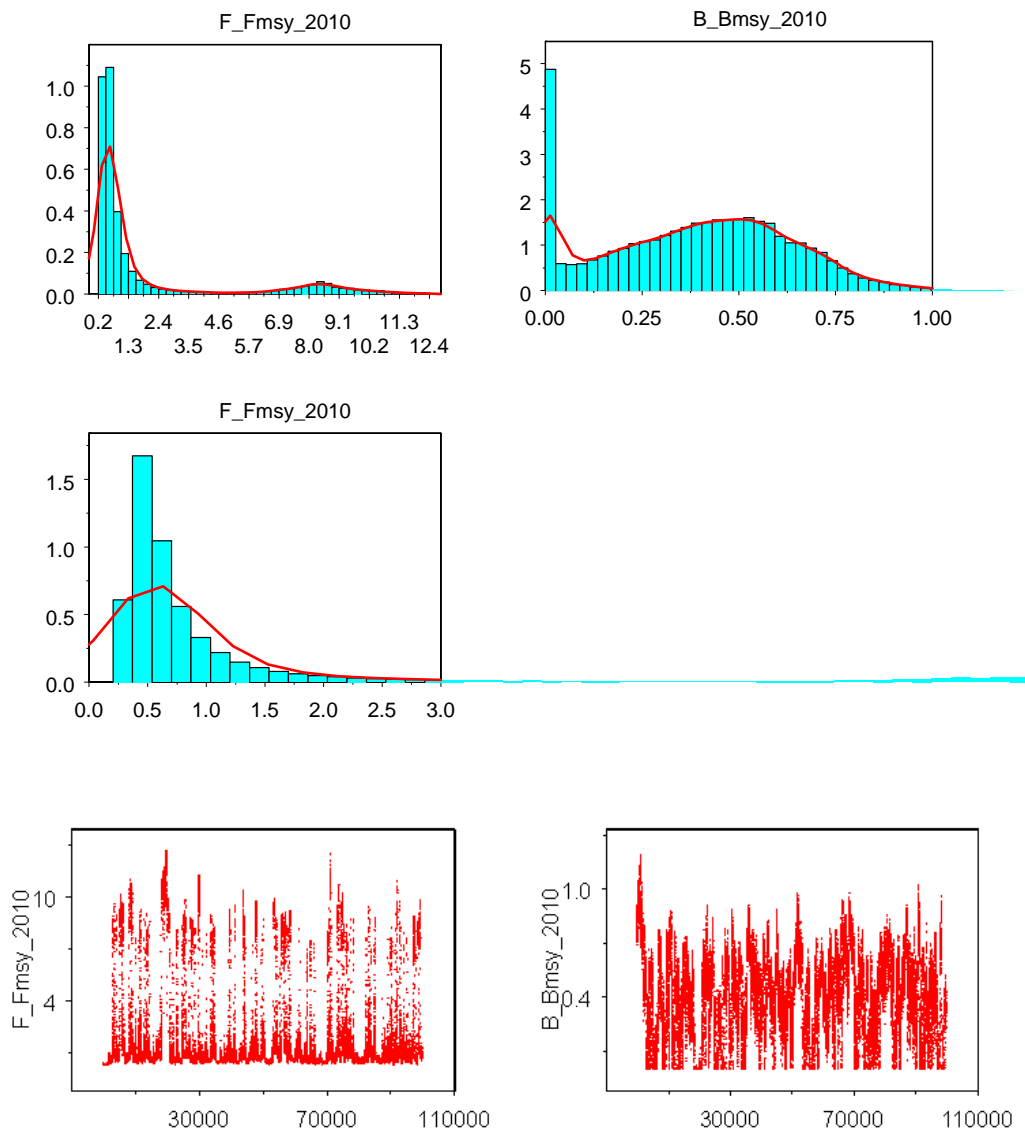


Figure 12D. Frequency histograms (top) and estimation trace plots (bottom) of the posteriors from mcmc analysis for the SS RUN_1 white marlin model.

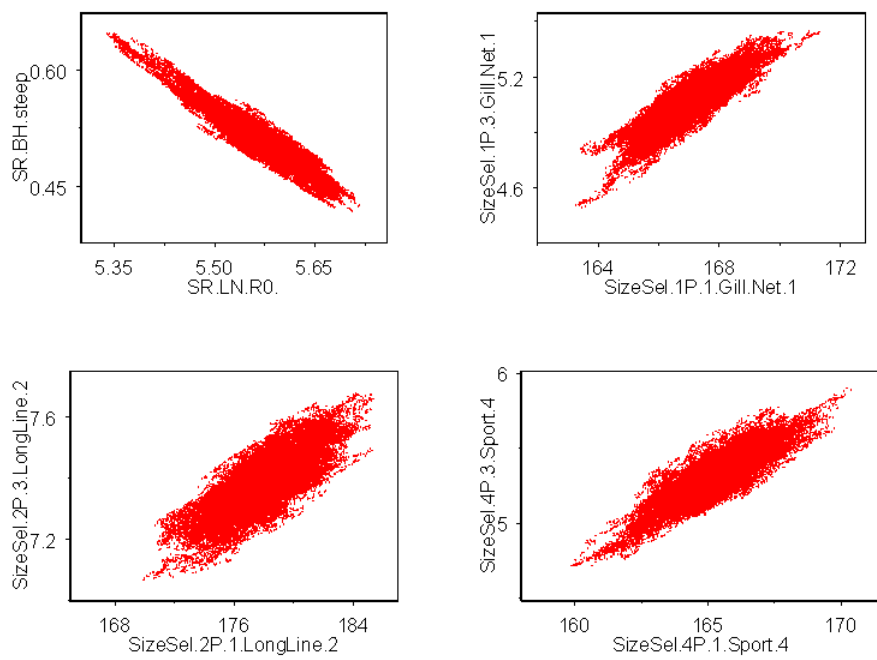


Figure 13. Scatter plots of parameters with correlations greater than 0.70, SS RUN_1 white marlin model.