

## REPORT OF THE 2011 ICCAT SOUTH ATLANTIC AND MEDITERRANEAN ALBACORE STOCK ASSESSMENT SESSIONS

*(Madrid, Spain - July 25 to 29, 2011)*

### SUMMARY

*The Meeting was held in Madrid, Spain from July 25 to 29, 2011. The objective of the meeting was to assess the albacore stocks in the South Atlantic and Mediterranean.*

### RÉSUMÉ

*La réunion a eu lieu à Madrid (Espagne) du 25 au 29 juillet 2011. La réunion avait comme objectif d'évaluer les stocks de germon de l'Atlantique Sud et de la Méditerranée.*

### RESUMEN

*La reunión se celebró en Madrid, España, del 25 al 29 de julio de 2011. El objetivo de la reunión era evaluar los stocks de atún blanco del Atlántico sur y del Mediterráneo.*

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

The meeting was held at the ICCAT Secretariat in Madrid from July 25 to 29, 2011. Dr. Pilar Pallarés, on behalf of the ICCAT Executive Secretary, opened the meeting and welcomed participants (“the Group”).

Dr. Haritz Arrizabalaga and Mr. José María Ortiz de Urbina (EC-Spain), Atlantic albacore and Mediterranean albacore Rapporteurs, co-chaired the meeting. Dr. Arrizabalaga welcomed meeting participants and highlighted that during the meeting, the Mediterranean stock of albacore will be assessed for the first time. Dr. Arrizabalaga proceeded to review the Agenda which was adopted without changes (**Appendix 1**).

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

P. Pallarés	Items 1 and 11
T. Ceyhan	Item 2
M. Ortiz and C. Palma	Items 3 and 4
M. Pons and S. Saber	Items 5.1 and 5.2
H. Agrelli and B. Babcock	Item 6.1 and 6.2
P. de Bruyn and B. Babcock and L. Kell	Items 7.1-8.1 and 7.2-8.2
G. Scott and H. Arrizabalaga	Items 9
J.M. Ortiz de Urbina	Items 10

## 2. Biological data, including tagging information

**Table 1** reflects the currently assumed biological parameters for the southern and Mediterranean stocks of albacore tuna. During the Working Group some new information on different biological parameters was presented and these were used in sensitivity analyses or incorporated as prior information of some of the analyses conducted by the Working Group.

### 2.1 Growth

There have been a range of growth studies for Mediterranean albacore using hard parts (Quelle et al. 2011). **Table 2** (adapted from Quelle et al. 2011) summarizes the information available to characterize growth for Mediterranean albacore. It is evident that the different studies reflect somewhat different size and age ranges and that no single study encompasses the full range of sizes captured in the Mediterranean (**Figure 1**). In order to examine the implications of possible different underlying growth patterns compared to the Megalofonou (2000)

growth curve, which has been adopted by SCRS for stock status evaluations, the Working Group decided to consider a growth model which accommodated all of the available data. As individual fish lengths and decimal ages from the various studies were not available, a first order approximation was undertaken. An average length (weighted by sample size) was calculated (**Table 2**) and various growth functions were fit to the data. Parameter estimates for models applied to these data are provided in **Table 3**.

A 2K von Bertalanffy model (Porch et al. 2002) was found to explain the pattern in the weighted average lengths at integer age across the available data. This model formulation has been applied to stocks which demonstrate seasonal or ontogenetic growth patterns, such as might be expected for a species which demonstrates sexually dimorphic growth. While the Megalofonou growth model approximates the pattern from **Table 2 (Figure 2)**, it tends to under-predict expectations of length at age for small fish across the data in **Table 2** and over-predicts expected length at age across the data in **Table 2** for larger fish. For fish above 65 cm FL, the Megalofonou model predicts a more rapid decay in length at age than does the 2K von Bertalanffy fit (**Figure 3**) because of a higher estimated K and lower estimated  $L_{inf}$  compared to the 2K von Bertalanffy beyond the critical age of about 1.25 years. The application of these models for ageing catch at size results in differences that the Working Group decided to evaluate further.

Regarding the South Atlantic albacore, recently a comprehensive study based on 344 spine readings from albacore between 51 and 130 cm FL and 125 vertebra readings between 81 and 117 cm L yielded the following von Bertalanffy growth parameter estimates:  $L_{\infty} = 147.5$ ;  $k = 0.126$ ;  $t_0 = -1.89$  (Lee and Yeh, 2007). This is the growth curve used by Group to assess South Atlantic albacore

## 2.2 Maturity

The maturity vector for South Atlantic albacore was assumed as been 50% mature at age 5 and completely mature at age 6 and onwards (Anon. 2008).

Knowledge on maturity for the Mediterranean stock is described in one study carried out with samples obtained from 1978 to 1980 in the Tyrrhenian Sea. Findings were that 50% albacore of 2 years old with a mean fork length of 66.3 cm were sexually mature (Arena et al. 1980). Document (SCRS/2011/117) presented a catch curve analysis approach on the Spanish recreational fishery data for the estimation of the maturity curve.  $L_{50}$  (length at 50% maturity) for the Mediterranean albacore was estimated at 63.13 cm, which is pretty close to the estimate previously reported by Arena et al. (1980) but which corresponds to Age 3 according to the growth equation by Megalofonou (2000).

Document SCRS/2011/113 presented new data on length and sex composition of albacore, *Thunnus alalunga*, in the southwestern Atlantic. Of the observed individuals, 5,340 (58% of total) were measured in Uruguayan flagged vessels. The minimum FL recorded between 1998 and 2010 was 60 cm and the maximum was 128 cm, with an overall mean of  $94 \pm 9.0$  cm. Out of the 5,340 specimens measured, 48% were sexed. The average size for females was  $95.8 \pm 8.1$  cm (range: 69-122 cm) and for males  $95.4 \pm 8.7$  cm (range: 61-123 cm). The sex ratio was 1.1 male per female. For Japanese-flagged vessels that operated in Uruguayan waters between 2009 and 2010, the number of individuals measured was 41,397. The average FL was  $97.0 \pm 8.8$  cm (range: 42.5-124 cm). The Japanese fleet caught larger individuals than the Uruguayan fleet and this difference may be due to the depth at which the longline is set, suggesting a higher proportion of larger individuals at greater depth. Also the results observed in relation to spatial-temporal distribution of albacore are consistent with those reported for the Southwestern Atlantic and in line with the existing theories on possible migratory patterns of southern albacore.

In addition, Document SCRS/2011/124 presented the reproduction of the albacore, *Thunnus alalunga*, caught by the Brazilian longline fleet in southwestern Atlantic Ocean. From 2005 to 2010, 370 males (97-138 cm LF) and 365 females (89-128 cm LF) were sampled for gonads histological analysis to assign maturation developmental stages of individuals caught by Brazilian longline tuna vessels in South Atlantic. Sex ratio was close to 1 all year-round, with an overall ratio of 1.1 ♀:1 ♂ on 407 females and 376 males. Male length classes varied between 96 and 138 cm FL but more frequent in larger classes ( $> 114$  cm FL). Females varied from 89 to 128 cm FL and were more frequent in the smaller size classes. The spawning season appears to occur from September throughout March when the GI index is high. Females presenting ovaries full of hydrated oocytes and some post-ovulatory follicles, and males with different vases filled with sperms were found during that period. The first sexual maturity was 92 cm LF for females and 100 cm LF for males. Estimates of batch fecundity are between 0.5 and 1.2 million eggs. Oocyte diameters frequency distributions show batch spawning modes. Results confirm the hypothesis that albacore spawns off the Brazilian coast.

### **2.3 Natural mortality**

Natural mortality was assumed to be constant and equal to 0.3 for all age classes for the South Atlantic albacore and also the Mediterranean albacore stock. In the case of the Mediterranean albacore different approaches were explored to obtain an objective value for  $M$ ; the application of Pauly's (1990) formula gave a value of 0.456 while the formula of Froese and Pauly (1997) proposed a value of 0.420. The Chen and Watanabe (1988) approach provided the following vector of  $M$  for ages 1 to 7: [0.567, 0.446, 0.382, 0.396, 0.456, 0.537, 0.654].

### **2.4 Other information**

The Working Group was informed about the recovery of catch records of Portuguese traps dating back to the end of the 19th century which included some significant catches of albacore. These episodes might indicate a potentially significant migration of albacore from the North Atlantic into the Mediterranean which would be in disagreement with the currently accepted assumption that the Mediterranean stock is totally independent from the North Atlantic stock. The Working Group recommended that the stock structure of both Atlantic and Mediterranean albacore be urgently revisited.

## **3. Review of basic information**

At the beginning of the meeting the Secretariat presented the most up-to-date Task I and Task II (catch & effort and size samples) information for the Southern (ALB-S) and Mediterranean (ALB-M) albacore stocks, for the period 1950 up to 2010. For a summarized view of the data availability, the corresponding catalogues were prepared during the meeting and presented to the Group (ALB-S in **Table 4** and ALB-M in **Table 5**). They only cover the period 1980-2010, but the same information is available (if required, with larger detail) up on a request to the Secretariat.

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

The Task I albacore summary table (which contains the catches of the three albacore stocks) is presented in **Table 6**. The geographical distribution (5 by 5 degree squares) by decade and major gear (source: CATDIS version 2011.05) of Task I catches of albacore in the ICCAT convention area, are presented in **Figure 4**.

#### **3.1.1 South Atlantic**

The ALB-S Task I catch series was reviewed for the entire period (1950 to 2010). As only a few countries had reported provisional catch information for 2010 (Belize, Chinese Taipei, EU-España, EU-France, Philippines and Uruguay) the Group agreed to use catch information available up to 2009 only. No major changes to the ALB-S Task I catch series were identified apart from small and expected variations in 2009 (3 most recent years are provisional). The total cumulative catches by major gear and year are shown in **Figure 5**.

#### **3.1.2 Mediterranean**

Following the 2010 Mediterranean Albacore Data Preparatory Meeting (Anon. 2011), the Task I catch series was again revisited, but no major changes were identified. The provisional 2010 Mediterranean catches were considered in the assessment because the catches of the most important actively fishing CPCs were available (EU-España, EU-Greece, EU-Italy, Maroc with "zero" catch, and Turkey) at the beginning of the meeting.

The Working Group review and recommended the following adjustments (gear disaggregation is required) to the historical catch series:

- a) The 2003 Italian Mediterranean catch figure of 6912 t (identified during the Mediterranean Albacore Data Preparatory Meeting as being overestimated due to the mixing of various species) was re-estimated as 3943 (a reduction of by 2969 t). This correction took into account the weight of fish from the size frequencies of the data set with large fish (InProcID = 6523 of gear "UN").
- b) From a comparative analysis between EUROSTAT albacore catches and the ICCAT Task I in the Mediterranean, it was identified that a series (1957-1969) from the Turkish fleet has not be reported in Task I. This catch series was used in some of the sensitivity analysis.
- c) There are also differences in the recent period (2003 onwards) for some CPCs (EU.Cyprus, EU.Greece, EU.Italy and EU.Malta) that need further revisions.

**Figure 6** presents the total accumulated Task I catches by major gear and year (bar plot) and the Working Group best estimates of total catch removals for Mediterranean albacore (tick solid line), including the adjustments detailed above. The Group noted that efforts should be made by EU-Italy and Turkey to verify and incorporate these revised/missing catches in the official Task I database, using the SCRS standard procedures for Task I historical changes.

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

#### **3.2.1 South Atlantic**

The ALB-S catalogue (**Table 4**) shows that Task II information is, with some exceptions, very incomplete for both catch & effort and size data. Among the most important fisheries, size information is incomplete for the BB fisheries of Brazil and Portugal, and for the LL fisheries of Spain, Korea, Uruguay and Philippines. The Group recommended that the availability of these historical Task II datasets be identified, and recovered for the inclusion in future assessments.

The Task II information of 2010 is very incomplete, being only reported by Belize, Philippines, Uruguay and Chinese Taipei. Four of the most important ALB-S actively fishing CPCs (South Africa, Namibia, Brazil and Japan) have not yet reported Task II for 2010. In consequence, 2010 was not used in the assessment.

#### **3.2.2 Mediterranean**

The ALB-M catalogue of Task I versus Task II (**Table 5**) shows that Task II information is really sparse and incomplete for both, catch and effort and size data. With the exception of the Spanish BB, LL and TR fleets, and the Cyprus LL in recent years, very little and usually highly sparse information exists for the Italian fleets (LL, PS, GN), the Greek fleets (LL, HL), the Turkish (GN, PS) fleets and, the French (PS, SP) fleets.

The Group identified two albacore catch, effort and size data available from scientific reports and literature that are not currently in the ICCAT database. The first report (Marano et al. 2005) has size information for the Italian drift longline fleet fishing in the Adriatic (1990 and 2000); the second, a scientific paper (Gabr and El-Haweet, 2010) with about 1600 albacore size measurements involving the Egyptian longline fleets from Alexandria.

In addition, an updated SCRS document (Di Natale et al. 2011) that reports on the Italian albacore catches in the Tyrrhenian Sea (2003, 2005 and 2007) and in the central-southern Mediterranean (2004 to 2007) with information on catch, size, age and sex ratios. It is not clear if these samples have been officially reported to ICCAT (therefore included in the ICCAT database). The Group requested to the Secretariat to make a comparative analysis between this information and the Italian size samples aiming its inclusion in the ICCAT database.

## **4. Catch-at-size (CAS) and catch-at-age (CAA)**

### **4.1 CAS estimates for the southern stock**

The size composition of the catches (CAS) was only estimated for ALB-S (no attempt was made to estimate CAS for the Mediterranean stocks due to the low size sampling information available). In order to incorporate all size revisions made since the last assessment (in particular Japan 1992 to 2007), the Secretariat revised all the albacore estimates of CAS for the period 1975-2010 for South stock. The substitutions tables used to revise the 1975-2005 period (2004 and 2005 integrally recalculated) and to create the CAS of the recent years (2007-2009) are available at the ICCAT Secretariat. As previously noted, 2010 was discarded due to the few size data submitted for 2010. The substitution rules adopted were basically the same as those used in past CAS estimations. A recommendation was made by the Group to the Brazilian scientists aiming to recover Brazilian BB size data.

The overall CAS matrix of southern stocks has no large differences when compared with the one used in the last assessment (Anon. 2008). Some differences appear when comparing CAS matrices of single fisheries, mainly due to updates of the latest years provided by CPCs. Nevertheless, the Group decided to adopt the new CAS estimations (**Figure 7**).

The CAS substitutions ratio (amount of Task I catches without any size information) for ALB-S are presented in **Figure 8**. These substitution ratios have oscillated between 5% and 30% in the last 2 decades, with an increase to 35% in 2009 (expected in recent years). When looking at the size information available, the majority is based on

size samples, with being Japan the only CPC that reports both types of size data (size samples and CAS estimations).

#### **4.2 CAA estimates**

Since the last assessment the Secretariat has the responsibility to produce the catch-at-age (CAA) estimates for albacore stocks, applying the Kimura-Chikuni (KC) algorithm (Kimura et al. 1987). The algorithms and software implementation of KC were updated using an R function developed by A. Murtua (<http://albertomurta.wikispaces.com/file/detail/Kimura-Chikuni-1987.R>) (**Appendix 4**). Several tests were performed with the program including:

- a) Evaluating the effect of the value of epsilon (cutoff values between iterations) to evaluate that model reached a robust solution. In this test values for epsilon ranging from 0.1 to 1E-9 were evaluated. It was concluded that values of epsilon of 1.e-5 to 1/ e-6 will offer consistent results, while restricting the number of iterations required.
- b) Evaluating the effect of adding a small positive constant value to size cells that have 0 observations in order to estimate CAA for a consistent range of sizes (40-140 cm in the case of southern albacore), where few size bins have no samples. The addition of a small (0.01 or less) value has no-effect on the age distribution allocation.
- c) Comparison test with 2007 estimates. Overall the numbers of fish were the same for all ages, and the percent distribution by age was very similar, with less than 2% on average difference between age distributions.
- d) A comparison also with the “AgeIT” method (slicing based on growth increments by month) used for bluefin tuna in the 2010 assessment, also shows minor differences.

Once tested, the Working Group agreed to use this program to convert CAS to CAA for the southern albacore stock. The Working Group also recommended performing further simulation tests in the future with alternative approaches for ageing the CAS.

##### *4.2.1 Southern stock*

For the KC, the inputs were: (a) CAS by fleet (ASPM fleet categories), year and quarter. Numbers of fish per size bin (40 cm to 140 cm by 1 cm size-bin); (b) probability of size at age estimated from the von Bertalanffy growth model (Lee and Yeh 2007) and using the standard deviation of size at age from the north albacore stock. The probability of size at age assumed a Normal distribution of length-at-age calculated for each quarter of the year (mid quarter), and taking November 15 as the birth date.

The CAA matrices for the southern stock (total and by major fishery) are shown in **Tables 7 and 8** and **Figure 9** shows bubble plots of relative number of fish by year and age (0 to 10) of the major fisheries. The proportions by age and year, indicates that most of the catch corresponds to ages 4 and 5, followed then by 3, 6, 7 and 8. This pattern has been more or less consistent through all the time period. In 1991 and early 2000s it showed a relative different age composition of the catch with significant catches of age 9 albacore. In 1994-1996, there were increased catches of ages 2 and 3. For the longline fisheries, the Brazilian and Uruguayan fleets show a predominant catch of older ages 5, 6 and 7, while Chinese Taipei shows a wider spread of catch at age, including fish from ages 2 to 10+. Surface gear baitboat shows catches predominantly of ages 2 to 6, with major proportions of ages 3 and 4.

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

### **5.1 South Atlantic**

New data of the Uruguayan longline fleet were presented to the Group (SCRS/2011/114). The catch and effort data from 17,903 sets of the Uruguayan tuna longline fleet in the southwestern Atlantic, from 1983 to 2010, were standardized using GLMM with a Delta Lognormal approach. The explanatory variables used as main factors and first order interactions were year, area, quarter, SST (sea surface temperature), gear-type (monofilament or multifilament mainline) and vessel category (defined through K-means cluster analysis). The standardized CPUE series of albacore caught by the Uruguayan longline fleet show a slightly decrease from 1983 to 2010.

Standardized catch rates using a zero inflated mixture model based on Poisson distribution for the Brazilian fleet were presented to the Group in SCRS/2011/125. The database contains information about longline sets carried

out by national and chartered vessels from 1978 to 2010. Models were fitted to pooled dataset and dataset split according to flag. Catch in number of fish was the response variable. Effort was considered as offset. Year and number of hooks per basket were the more important explanatory variables. Overall four phases were apparent in most of the standardized time series: (a) low but stable values before 1992, (b) sharp increasing trend in the mid-1990s, (c) decreasing trend until 2003; and (d) low but stable values throughout 2010. The Group agreed to use the standardized catch rate from the pooled dataset (all flags combined).

The estimated standardized CPUEs (number of fish caught per thousand hooks) of South Atlantic albacore recorded from Chinese Taipei longliners from 1967 to 2010 on year and quarterly\*year strata was presented to the Group (SCRS/2011/119). Factors such as year, quarter, sub-area, by-catch effects of bigeye tuna, yellowfin tuna, and swordfish were used to obtain the yearly standardized catch rates. A GLM approach assuming a log-normal error distribution was used. Standardized CPUEs, both yearly and quarterly, indicated that the abundance of South Atlantic albacore declined from late 1960s to 1990, then increased till mid-1990s, and leveled off since early 2000s up to 2010.

The Japanese longline CPUE was separately standardized into three periods (1959-69, 1969-75 and 1975-2005) using two models: one with a log-normal (LN) error structure, while the other used a negative binomial (NB) error structure (SCRS/2011/109). Both standardized CPUEs declined during the 1960s and the early 1970s; after that the CPUEs fluctuated and showed no clear trend. As in the 2007 assessment, the Group, following the recommendation of the authors, and decided to use the standardized CPUEs for the NB model for the three periods for the south stock as indices of abundance.

Two standardized CPUE series (weight by fishing days), from 1985 to 1998 and from 1999 to 2010 from the South African baitboat fishery, were considered for the assessment. Standardized catch rates for the period 1985-1998 (early period) were taken from previously south albacore assessment (Anon. 2007). For the 1999-2010 (late period) new standardized catch rates were presented to the Group (SCRS/2011/121). A Generalized Linear Model with a log normal residual distribution assumption was used. Two datasets were prepared for the analyses. The first dataset included all tuna pole vessels with tuna catches. The second dataset consisted of catches made by 40 indicator vessels, which were chosen based on the number of years fishing. To obtain the yearly standardized CPUE, the variables year, area, quarter and distance to the coast were used for the first dataset, and, besides these, vessel-type was also considered in the second data set. Because using indicator vessels did not improve the analysis, the standardized series based on the full dataset (first dataset) was selected by the Group for the assessment, as was suggested by the authors.

The available CPUE series are presented in **Table 9**. **Figure 10** shows the scaled time series of CPUE for the surface and main longline fleets considered for the 2011 southern albacore stock assessment. Also, **Figure 11** shows the scaled time series of relative abundance for the last period (1999-2010).

## **5.2 Mediterranean Sea**

Four new documents were presented to the Group:

A time series of albacore catch rates from the Greek longline fishery in the eastern Mediterranean Sea was analyzed (SCRS/2011/104), which included data from the albacore targeting fishery from 2003 to 2006, as well as from the albacore by-catches of the swordfish fishery from 1993 to 2010 (data not available for the period 1995-2002). CPUE data were analyzed, separately for each fishery, by means of GLM techniques. The explanatory variables considered in both analyzes were year and month. Results from the albacore targeting fishery did not demonstrate any trend over time, while the longer time series from the swordfish fishery indicated a declining trend of the probability of positive albacore catches in the recent years. These reductions may be due to a decline of the Mediterranean albacore stock and/or to changes in the species distribution pattern.

Also, relative abundance indices of albacore caught by the Spanish surface longline in the western Mediterranean Sea were estimated for the period 2004-2010 (SCRS/2011/116). Standardized CPUEs were estimated through a GLM approach with a negative binomial error distribution. Results from the deviance analysis included both year and month factors in the final model for catch in number of fish. In general, residual patterns are not far from expected under the negative binomial error distribution assumption, which suggests a reasonably good fit. This series showed a general positive trend over the recent years.

A preliminary analysis of the potential factors affecting albacore catch rates from the Turkish albacore gillnet fleets in years 2010 and 2011 was presented (SCRS/2011/107). These factors included spatial and temporal stratification (year, month and area), as well as characteristics for both the fishing gear and fishing vessels. A

GLM approach with log catch rate per set as the response variable was used in order to test potential factors affecting the response. The main factor affecting catch rates was area. As for the temporal stratification, month was marginally significant. Apparently, there were no differences associated to year. Other significant factors were mainly related to the characteristics of the fishing vessels (LOA\_m and Hp) as well as the bottom depth (depth\_m).

The first analysis of the moon phase's on CPUE related to Turkish albacore gillnet fishery during 2010-2011 fishing seasons was shown (SCRS/2011/108). The lunar cycle was divided to two periods as light (the demilunes and full moon) and dark (new moon and crescent). The results indicated that CPUE peaks were clearly close to each new moon phase. However, some other external factors (e.g. environmental conditions, etc.) may also be effect to this fishery, but the other factors were not considered.

The Group identified a FAO-MiPAF document with potentially interesting information (Marano et al. 2005). This included catch and CPUE values of the Italian drifting longline fishery in the southern Adriatic Sea from 1984 to 2000 (data not available for the periods 1988-89 and 1996-97). The CPUE showed a sharp increasing trend in the mid-1980s and a slower decreasing trend during the 1990s. With regard to the albacore size distributions, most of the specimens caught were larger than 60 cm fork length.

In addition, the Spanish sport fishery CPUE in the western Mediterranean Sea from 2004 to 2009 (Macias et al. 2010) and Italian albacore CPUE in the Tyrrhenian Sea and the south-central Mediterranean Sea including 1999 and 2003-2006 (Di Natale et al. 2011) were considered for the assessment.

All these available CPUE series are shown in **Table 10** and **Figure 12**.

## **6. Methods and other data relevant to the assessment**

Three SCRS papers and one other work were presented in this section.

Document SCRS/2011/115 presented a non-equilibrium surplus-production model attempted for the albacore stock in the southern Atlantic Ocean, using the software package ASPIC ver. 5.34. The model utilised the same catch and effort data incorporated in the 2007 base case age-structured production model (ASPM) developed during the 2007 ICCAT Albacore Stock Assessment Session (Anon. 2008b). For the preliminary run, a logistic (Schaefer) shape was used to fit the data, conditioned on yield and using a sum of squares objective function for optimisation. After several trial runs, it was decided to fix the B1/K ratio to 0.8. The model was allowed to provide starting guesses for q for each abundance index. Initial preliminary model runs indicated the presence of several negatively correlated CPUE series. It was decided to reduce the effect these negatively correlated series could have on the model by down-weighting their contribution to the objective function. Several sensitivity runs were conducted, changing the input parameters and model assumptions (such as B1/K ratio as well as the shape of the production curve), and although the overall population trends were similar to those for the ASPM, the ASPIC models generally produced results that were more optimistic than the age-structured model. In general, all the models predicted that at some stage in the recent past, the southern Albacore stock had been subjected to overfishing and had been overfished. In all cases, the fishing pressure appears to have eased in recent years, with a subsequent recovery in biomass. The incorporation of the additional age-structured information into a stock assessment model is generally considered to be beneficial. However, the surplus production model allows the investigation of structural uncertainty in the stock assessment process. In addition, alternate studies have indicated that although more complex models generally perform better in some cases, their benefits may be relatively small and are also dependant on the quality of age-specific information available.

The Bayesian Surplus Production (BSP) model was also applied to estimate current status and biomass trends for the South Atlantic and Mediterranean albacore stocks, using catch and CPUE data available through 2009 (SCRS/2011/112). Several alternative informative priors were used to constrain the value of the intrinsic rate of increase ( $r$ ), based on information for other stocks of albacore and related tunas. Due to the lack of information about the life history of Mediterranean albacore, the alternative priors were considered as alternative hypotheses for the purposes of decision analysis. The alternative models were used to predict the probability of the stocks achieving a biomass above  $B_{MSY}$  under a range of management scenarios.

The "Robin Hood" method (SCRS/2011/111) of using model predictions for stocks for which there are more available data as auxiliary information in analyses of stocks for which there are small amount of data was presented. That proposition could be an alternative when stocks show similarities in taxonomy, life-history or ecology. For example, information from 'data-rich' stocks could be used as 'prior distributions' or penalty functions for the data poor species.

The Survival Estimates In Non-Equilibrium (SEINE) model can be used to estimate mortality rates from changes in mean size (Gedamke and Hoenig, 2006). SEINE is a variant of a Beverton and Holt model which has been used widely in data poor situations, but has been criticised due to assuming that the mortality rate has been constant for enough time so that mean length reflects the current mortality rate (i.e., the stock is in equilibrium). Before using SEINE for the first time in ICCAT, it was decided to conduct a simulation test (SCRS/2011/126). One population with life history characteristics of albacore was generated and different levels of fishing mortality using FLR were simulated. Then an R package was created linking the ADMB code to allow swapping one assessment model for another but using the same inputs and generate the same Kobe 2 Strategy Matrix (K2SM). In order to evaluate uncertainty about the stock recruitment relationship two values of steepness (0.75 and 1.0) were considered. Initially the stock was fished at  $F_{MSY}$ , then fishing mortality was simulated according to 5 different scenarios (increasing by 5.0% per year, increasing by 2.5% per year, no change, decreasing by 2.5% per year and decreasing by 5% per year).

SEINE proved to generate satisfactory estimations of  $Z$  but SEINE may also provide estimations of  $F$  and biomass, since  $F = Z - M$  and  $B_{t+1} = B_t + C_t * (1/Z - 1)$ . Nevertheless, creating a K2SM requires a fuller consideration of uncertainty than just doing a stock assessment. Therefore an estimate of  $F$  or SSB is no longer enough, you also need to be able to determine the power to detect overfishing and when you have successfully reduced  $F$  to be within management targets.

The Working Group considered using three assessment models for South Atlantic albacore, namely ASPIC, ASPM and BSP. Because information on Mediterranean catch rate series is more limited, the Working Group decided not to use ASPIC and ASPM. The BSP model was tried because it may be able to cope with limited information when using informative priors. The Working Group also decided to use the catch curve and yield-per-recruit for the data limited Mediterranean stock.

The Group discussed whether and how to combine the results from the multiple model runs for each stock regarding biomass relative to  $B_{MSY}$ , fishing mortality rate relative to  $F_{MSY}$ , the probability that biomass is above  $B_{MSY}$  and other model outputs. It was decided to use model averaging to produce an integrated estimate of these statistics if the model results seem to be relatively consistent. Different KOBE plots will be produced for alternative scenarios, to understand the implications of different assumptions. All equally plausible scenarios will be averaged to produce a combined Kobe Strategy Matrix (K2SM) for the purpose of providing management advice.

## **6.1 South Atlantic**

### **6.1.1 ASPIC**

The Group agreed that the ASPIC model should be updated with the latest catch and CPUE information. It was also recommended that the fleet definitions be revisited in order to ensure that the various CPUE series incorporated in the updated model are representative of the catch data in each fleet. The availability of an additional CPUE series in this assessment session (from Uruguay) could necessitate the further splitting of the fleets in order to incorporate this additional information. It was also suggested that more sophisticated and less subjective methods be used to weight the various CPUE series (possibly weighting the series by the catch they represent). The ASPIC model could also be useful for scenario testing as it is easy to modify and does not take much time to run.

Updated catch and CPUE data up to 2009 were the input data for the ASPIC runs. After some discussion the Working Group agreed to carry out different runs according to: (a) the procedures to weight data from different fleets; (b) the approach to calculate confidence intervals; (c) the type of production model; (d) the assumption about the ratio between biomass at the very start of the series and the biomass at carrying capacity; and (e) how the new Uruguayan data series is weighted. Specifications for the base case and different runs are in **Table 11**.

Based on the Group discussions, the model presented in SCRS/2011/115 was updated to include the new fleet definitions, including the additional Uruguay CPUE series (**Table 17**) the latest catch and CPUE information (**Tables 18** and **19**, respectively). In document SCRS/2011/115, CPUE in number was converted to CPUE in weight by multiplying the CPUE series by a single average weight. For the updated analysis, CAS data was used to calculate the average weight values for each fleet per year. Another change from the presented document was that the Group decided that a  $B1/K$  fixed ratio of 0.9 was appropriate for all future modelling scenarios. Preliminary sensitivity runs indicated that the major sources of uncertainty in the ASPIC runs was characterised by the shape of the production curve (Logistic or Fox) and by the weighting of the CPUE data series (Either equal weighting or weighted by catch). As a result, 4 equally plausible model options were developed.



Projections were carried out with constant catches between 15000 t and 35000 t (intervals of 5000 t). Catches of 2010 and 2011 were projected from 2009 catch.

### 6.1.2 ASPM

In 2007, a modified version of the ASPM (Rademeyer et al. 2004) was used for the base case assessment of the South Atlantic stock. Initially, the Working Group had decided to use an Age Structured Production Model (ASPM) equal to the base case used in 2007 ICCAT albacore stock assessment but with the updated dataset available in the 2011 assessment meeting, called the continuity run. Details on the model structure and implementation (e.g. assumption on selectivity) can be found in the detailed report of the 2007 ICCAT Albacore Stock Assessment Session (Anon. 2008b). There was some discussion about alternative approaches for ageing (e.g., Kimura and Chikuni 1987) method to be applied on quarterly basis). The procedures the Working Group agreed to adopt to calculate the catch-at-age to be used in the assessment of the southern stock are described in Section 4.

### 6.1.3 BSP

For the Bayesian Surplus Production Model (BSP) application to South Atlantic albacore, an informative prior for  $r$  was developed using the methods in SCRS/2011/112 as updated with new life history information. The mean value of  $M$  was 0.3, consistent with the value used in previous assessments of both North and South Atlantic albacore, with standard deviation of 0.1 and a Normal distribution truncated at zero and 1.0. The median age at maturity was 5.5, with a range from 4 to 7 (**Table 1**). An empirical distribution of  $r$  was generated using Monte Carlo simulation (**Figure 13**). The distribution was approximated by  $t$  distribution with mean 0.2, variance 0.025 and df 10, which was used as a prior in the BSP model. There were 8 CPUE series available (**Table 9**).

Of the 13 model specifications (**Table 12**) that were run, four were considered the most plausible. These runs had informative priors, a starting biomass ratio of 0.9, and either equal or catch weighting of the CPUE data points, with either the standard Logistic form of the surplus production model or the Fox form in which  $B_{MSY}$  occurs at 37% of the carrying capacity  $K$  rather than at 50%.

Projections were run for the four base case BSP model formulations. Catches in 2010 and 2011 were assumed to be equal to the 2009 catch. In subsequent years a constant catch of either 15000, 20000, 25000, 30000 or 35000 was applied. A random draw of 5000 samples from the joint posterior distribution was used to estimate the median trajectory, 80% credibility intervals and probability that the population would be above  $B_{MSY}$  after 10, 15 or 25 years. A subsample of 500 runs was used for the construction of the Kobe matrix results.

## 6.2 Mediterranean

For the Mediterranean stock, the methods applied included a length-converted catch curve, length-based yield per recruit model and the BSP model.

### 6.2.1 Length-catch curve analysis (LCC)

Total instantaneous mortality ( $Z$ ) rates were estimated for years where size information was available (for further details on the selected size information for the analysis, see SCRS/2011/120). Yearly  $Z$  estimates were based on the value of the slope of a length-catch curve (regression of the number of fish in a given length-class on the average age of fish in that length-class, corrected for nonlinearity in fish growth).

### 6.2.2 Length based yield per recruit

Length based yield per recruit analysis was carried out using NOAA software YPRLN ver. 4.1 (<http://nft.nefsc.noaa.gov/YPRLN.html>). Model calculations are performed in small relative age steps from zero to a given final age. Since available information on selectivity, maturity and weight is function of length, each age step is converted into a length, based on the starting length at relative time zero (average length for fish entering the system) and the corresponding growth equation parameters. Input length at relative age zero was set to 30 cm. For further details on biological input parameters relating growth (Megalofonou, 2000), maturity ogive (SCRS/2011/117) and length-weight relationship (Megalofonou, 1990) as well as natural mortality ( $M$ ), see Section 2. As for fishery input parameters (selectivity curves), see **Table 13**.

### 6.2.3 BSP

For the Bayesian Surplus Production Model (BSP) application to Mediterranean albacore, an informative prior for  $r$  was developed using the methods in SCRS/2011/112 as updated with new life history information (**Figure 14**). The prior for  $M$  was Normal, with a mean of 0.45 and a standard deviation of 0.1. Median age at maturity was 3, with a range from 2 to 5. This generated a prior  $t$  distribution with mean 0.22, variance 0.077 and df 10 (**Figure 14**). An alternative prior was developed with natural mortality centered at 0.3, and standard deviation of 0.1. This generated a prior that was  $t$ -distributed with mean 0.27, variance 0.062 and df 10.

Of the nine model specifications (**Table 14**) that were run, run number 5 was considered the base case. This model had a prior for the starting biomass relative to carrying capacity ( $B_0/K$ ) centered on 0.9. The CPUE indices considered were Italian longline, Greek longline, Spanish longline, Spanish sport and the series from the Tyrrhenian Sea (**Table 10**). For some sensitivity analyses, the Greek bycatch index was also included. In another sensitivity analysis, some large catches from the Euromed dataset were included in the 1950s (**Figure 6**).

## 7. Stock status results

### 7.1 South Atlantic

#### 7.1.1 BSP

The estimated current status of South Atlantic albacore from the BSP model varied depending on the shape of the production function (Logistic vs. Fox) and whether the data points were weighted equally or by catches (**Figures 15, 16 and 21, Table 15**). With catch weighting, the model estimated a relatively flat biomass trajectory, and a population that was above  $B_{MSY}$  and experiencing fishing mortality rates less than  $F_{MSY}$ . With equal weighting, the population was depleted below  $B_{MSY}$  and experiencing fishing mortality rates above  $F_{MSY}$ . The difference in results depending on the CPUE weighting can be explained by the fact that the recent CPUE data are not consistent with each other (**Figure 17**) and that given catch weighting, nearly all the weight goes to only one series, the Chinese Taipei longline fleet (**Figure 18**) in recent years. The increased pessimism in the equal weighting runs compared to the results from the last assessment is also the result of several series showing a decline in recent years; a retrospective analysis of the equal weighting Logistic  $r$  model, conducted by sequentially removing the most recent years of data (**Figure 19**), showed a population that was above  $B_{MSY}$  and not being overexploited if the end year was 2004. The information in the CPUE series can also be seen by examining the posterior distributions for each model run (**Figure 20**). For the base case Logistic model runs, the estimated posterior of  $r$  was somewhat lower than the prior, and similar with either weighting method. However, if an uninformative prior was used for  $r$ , the equal weighting method estimated a posterior  $r$  that was much lower than the prior, and the catch weighting method estimated an  $r$  that was higher and had a very high variance. The  $r$  posterior distributions for the retrospective analyses were very similar to the base case, for the equal weighting Logistic  $r$  model.

#### 7.1.2 ASPIC

The results based on the four base cases suggest that the exploitation level in recent years varied between cases ( $B_{2009}/B_{MSY}$  ratio is from 0.624 to 1.204 and  $F_{2009}/F_{MSY}$  ratio is from 0.764 to 1.342, **Figure 16 and Table 20**). In order to generate confidence intervals, 500 bootstrap trials were conducted for each model. The bootstrapped results for the four cases are shown in **Figure 21**. For runs 2, 6 and 7, the majority of realisations end in the “red” zone, while for run 8, the results are more optimistic, with the majority of realisations occurring in the “green” zone. MSY is estimated to be from 23,630 t to 27,390 t (**Table 20**), which is above the total catch for 2009 (22,830 t).

#### 7.1.3 ASPM

The results of the ASPM continuity run were quite similar to those obtained in 2007. **Figure 22** shows poor fits to the CPUE indices used, especially for the Brazilian LL CPUE. The dome shaped selectivity estimated for Namibia peaked at an older age in comparison to the 2007 assessment (**Figure 23**). In terms of stock status, the view offered by the continuity run was consistent with the 2007 assessment both in the general declining trend of the biomass (**Figure 24**) as well as on the most recent stock status (**Figure 25, Table 21**).

During the meeting, several inconsistencies in the ASPM outputs were discovered. Upon further investigation, it was discovered that the actual source code implemented in ADMB and applied for the 2007 assessment had several ad hoc changes, effectively fixing certain parameters within the model. (This fixing of parameters in the source code results in the input file being over-ridden in several instances.) Thus, without extensive recoding,

only a continuity run is possible, with no changes in model structure or assumptions. The current ASPM code was also written prior to changes in the ADMB libraries and utilized several libraries which are no longer supported within the revised ADMB code, especially with regard to MCMC analysis, rendering stochastic projections impossible. As these problems can only be overcome with extensive changes to the source code, deterministic results from the continuity run were conducted, but no further analysis with this model was possible. Thus, further analyses were done with these models.

#### *7.1.4 Synthesis of assessments*

During the last assessment of southern albacore tuna in 2007, the stock status determination was mainly based on the age-structured production model (ASPM) results obtained using an implementation of this model in ADMB. Multifan-CL was also run in 2007 and its results used to explore the gains obtained by integrating more data sources (e.g., tagging, length composition data) and incorporating spatial structure into the assessment model. The data available for the southern stock as well as the complexity of the model resulted in the decision to discontinue the use of Multifan-CL for this stock, and instead initiate production models.

As a way to compare changes in the perception of the stock solely resulting from the addition or update of the data sets used to fit the model used to provide the main advice about stock status in 2007, an ASPM run was conducted with the same set up as that used in 2007 –referred to as a continuity case. In general the results from this model were similar to the past assessment, indicating that any changes in outputs would not be due to the additional data alone. The continuity run corresponded well to the projected stock status under a 24000 t future catch projection applied in the 2007 assessment (**Figure 26**). The problems identified with the ASPM model, however, ensured that the management advice from this meeting could no longer be obtained from the base-case model used in 2007. As noted, retrospective analysis using a lumped biomass production model, conducted by sequentially removing the most recent years of data (**Figures 19 and 27**), showed a result consistent with the 2007 ASPM results leading to confidence that the important dynamics of the South Atlantic albacore stock could be reasonably captured in non-age structured production model applications and that such model applications could be applied for management advice, as is common for other ICCAT stocks.

## **7.2 Mediterranean Sea**

### *7.2.1 Length-converted catch curve analysis (LCC)*

For the LCC method,  $Z$  estimates are reported on **Table 22** and the trend is shown in **Figure 28**.

Also based on LCC analysis, four selectivity vectors being representative of the Mediterranean albacore fisheries trends for the available catch time series (1977; 1984; 1987-2008; 2009), were estimated. Parameters  $\alpha$  and  $\beta$  for the fitted logistic selectivity function for each period are reported on **Table 13** and **Figure 29**.

### *7.2.2 Length based yield per recruit*

Yield per recruit (YPR) and percent spawner per recruit (SPR) reference level sensitivities to the range of selectivities and natural mortality rate ( $M$ ) assumptions used in analysis for Mediterranean albacore are shown in **Table 23** and **Figures 30 and 31**. In general, resulting YPR curves are flat topped and can lack well defined maxima. Growth patterns that admit larger fish than the Megalofonou (2000)  $L_{inf}$  into analysis result in larger estimates of YPR (leading to higher potential yields for a given recruitment level) and lower  $F$  reference levels for the same selectivity vector. Likewise, lower assumed  $M$  results in lower reference  $F$ 's for the same selectivity vectors. Sensitivity to  $M$  is generally more curvilinear for SPR reference  $F$ 's than for YPR reference  $F$ 's since spawning biomass is a power function of length. Uncertainty over  $M$  and growth and in view of the sensitivities of reference points to variability in these life history parameters led the Working Group to adopt an assumed  $M$  as a provisional proxy for  $F_{MSY}$  in this case, until additional information becomes available to develop more robust estimates.

Application of this proxy to the length-converted catch curve analysis (**Table 22** and **Figure 28**) leads to a time-series view of estimated  $F$  relative to  $M$  shown in **Figure 32**, which indicates several stanzas in the available data where  $F$  could have been considerably above the proxy  $F_{MSY}$ , generally corresponding to periods of high reported catches.

### *7.2.3 BSP*

The BSP model results from the Mediterranean were consistent with each other, and all showed a population that had not been significantly depleted since the beginning of the fishery (**Figures 33-35, Table 16**). This result is

consistent with the fact that the CPUE series are extremely variable, and do not show a clear trend over time (**Figure 36**). All of the model runs with an informative prior for  $r$ , including the one calculated with a lower range of  $M$  values, estimated similar posterior distributions for  $r$ , with a higher mean than the posterior (**Figure 37**). In the sensitivity analysis in which an uninformative prior was used for  $r$ , the model estimated a very high value of  $r$  (**Figure 37**), which allowed the model to fit the increase in the Greek and Spanish longline series in the last few years (**Figure 36**). These model results are highly uncertain. If the Task I catch data are incomplete, then the model's estimates of current status is likely to be biased. Also, the available CPUE series are mostly very short, and there is little overlap in time between the series. Thus, they may or may not accurately characterize biomass dynamics in Mediterranean albacore. The model thus fit a flat trend through the CPUE series, which could only be fit by estimating a very large starting biomass, on the order of 300,000 t, which may not be plausible.

## 8. Projections

### 8.1 South Atlantic

#### 8.1.1 BSP

The equal weighting Logistic model implied that the quota would need to be reduced to 15000 t to rebuild the population to  $B_{MSY}$  (**Table 24**); quotas up to 25000 were sustainable under the catch weighting Logistic model. The equivalent Fox models were somewhat more optimistic, in part because  $B_{MSY}$  is lower relative to the unfished biomass. In general, quotas of 20000 or below would allow the population to remain stable or increase with relatively high probability. **Figure 38** shows the Kobe plots for the various BSP runs. For BSP 1 and 12 the majority of realizations end in the red zone, whereas for 13 and 4, there is a greater spread in the green zone.

#### 8.1.2 ASPIC

As with the BSP model, projections for the ASPIC model included the carrying over of catches for 2009 into 2010 and 2011 followed by the 5 levels of constant catch as described above. The results of these projections are provided in **Figure 38**, which shows the median trajectory at the different constant catch scenarios. These results would indicate that catches in excess of 25000 t would result in the depletion of the resource after 15 years, in almost all model runs. The runs assuming unweighted CPUE series are in general more pessimistic than the weighted CPUE series, and that Fox model shape results in more optimistic projections of the population being in the green zone.

#### 8.1.3 Combined model results

**Figure 39** and **Table 25** show the Kobe strategy matrix for the 4 ASPIC and the 4 BSP models combined. The matrix shows the probability of the stock being at  $B \geq B_{MSY}$  and  $F \leq F_{MSY}$  (i.e. the green area of **Figure 38**) by year for each of the TAC levels. The probabilities are the averages of the 4 ASPIC and 4 Bayesian Surplus Production model runs. It is important to note that although the advice is integrated into one plot, the assumptions and parameterizations of the models used to calculate this table are in some cases rather different. Unfortunately as there is no information available with which to select which model or model run is more plausible, the results have been combined in order to provide advice for decision making. In general, the advice may well improve with the addition of improved biological information which will reduce the differences in outputs obtained from the different models which are due to the input parameters (such as  $B1/K$ ,  $M$ , maturity etc.).

## 9. Recommendations

### 9.1 Research and statistics

The Group recommended continuing the work towards integrating the various growth estimate attempts for the Mediterranean albacore. If possible, by including the original datasets in the various works being published so far. It was also reiterated to conduct further research on basic life history parameters and ecology for Mediterranean albacore.

It was recommended to further investigate on the nature and magnitude of the historical trap catches of albacore in southern Portugal, as well as implications for the assumed stock structure. In general, a more intensive investigation of the stock structure around the Strait of Gibraltar (the limit between the North Atlantic and the Mediterranean) is recommended.

It is recommended to continue simulation testing alternative methods (slicing, Kimura Chikuni, other statistical methods, etc.) to convert catch-at-size (CAS) into catch-at-age (CAA).

The Group noted that information on some albacore fisheries exists (e.g. FAO, GFCM, Eurostat) which is not incorporated into the ICCAT database. Moreover, the Group detected some datasets with either too small (<30 cm in 2009) or too large (>150cm) individuals reported, or important catches by “unclassified” gears. The Group emphasizes the need for complete and accurate Task I and Task II data from the main fisheries catching albacore in the Atlantic and the Mediterranean in order to be able to give adequate management advice. Thus, it recommends that all CPCs make an effort to revise the available information and submit it to ICCAT, following the ICCAT standards, before the next assessment.

Several countries with important albacore fisheries were not represented in the stock assessment meeting. This limits the ability of the Group to properly revise the data, to replicate earlier assessments and to ensure continuity on the formulation of the management advice, and/or to apply alternative modeling approaches. To overcome this, the Group recommends that CPCs make additional efforts to contribute and participate in the working group meetings.

## **9.2 Management recommendations**

### *9.2.1 South Atlantic*

Most scenarios indicate that the South Atlantic albacore stock is both overfished and suffering overfishing. Projections showed that harvesting at the current TAC level (29,900 t) would further decline the stock. However, if catches continue at the level of those experienced in the last few years, there is more than 50% probability to recover the stock in 5 years, and more than a 60% probability to do so in 10 years. Thus, it is recommended not to increase catches beyond 20,000 t. Further reductions in catches would increase the probability of recovery in those timeframes.

### *9.2.2 Mediterranean Sea*

The available information on Mediterranean albacore stock status indicates a relatively stable pattern for albacore biomass over the recent past. Unfortunately, very little quantitative information is available to SCRS for use in conducting a robust quantitative characterization on biomass status relative to Convention objectives. While additional data to address this issue might exist at CPC levels, our ability to provide quantitative management advice will be seriously impeded until such data become available either through recovery of historical data or institution of adequate fishery monitoring data collection programs. Recent fishing mortality levels appear to have been reduced from those of the early 2000's (**Figure 32**), which were likely in excess of  $F_{MSY}$ , and might now be at about or lower than that level. However, there is considerable uncertainty about this and for this reason, the Commission should institute management measures designed to limit increases in catch and effort directed at Mediterranean albacore.

## **10. Other matters**

The Group expressed its concern about the low participation of scientists from CPCs. This important issue, widely discussed by the Working Group on SCRS Organization and highlighted in its recommendations, was particularly relevant in this meeting in which only five Contracting Parties and one Cooperating Non-Contracting Party, Entity or Fishing Entity were represented. Considering that the Group conducted the assessment of two stocks, South Atlantic and Mediterranean albacore, the number of CPCs directly involved in each of these stocks was reduced to three and two, respectively. This situation was even worse because, in the case of the South Atlantic stock, few of the participants in the previous assessment attended the meeting and in the case of the Mediterranean stock because the participation of scientists with good knowledge of the fisheries is fundamental when a stock is assessed for the first time. These circumstances resulted in a burden of work for a few number of scientists and the Secretariat, which assumed, in addition to the preparatory tasks, a significant amount of the assessment work.

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

The report was adopted and the meeting adjourned.

## Literature cited

- Anon. 2008a, Report of the Ad Hoc Meeting to Prepare Multifan-CL Inputs for the 2008 Albacore Assessment (Madrid, Spain, March 12 to 14, 2007). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(3): 597-696.
- Anon. 2008b, Report of the 2007 Albacore Stock Assessment Session (Madrid, Spain, July 5 to 12, 2007). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(3): 697-815.
- Anon. 2011, Report of the 2010 ICCAT Mediterranean Albacore Data Preparatory Meeting (Madrid, Spain, June 28 to July 2, 2010). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 1809-1856.
- Arena, P., Potoschi, A. and Cefali, A. 1980, Risultati preliminari di studi sull'età, l'accrescimento a la prima maturità sessuale dell'alalunga *Thunnus alalunga* (Bonn., 1788) del Tirreno. Mem. Biol. Mar. Ocean., 10.
- Akyol, O. and Ceyhan, T. Moon phase's influence on CPUE of Turkish albacore gillnet fisher, 2012. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 499-502.
- Bard, F.X. 1981, Le ton germon (*Thunnus alalunga* Bonaterre 1788) de l' Océan Atlantique. De la dynamique des populations à la stratégie démographique. Thèse de Doctorat d' Etat et Sciences Naturelles. University Pierre et Marie Curie. Paris. 336 pp.
- Ceyhan, T., Akyol, O. and Ortiz de Urbina, J.M. 2012, Factors affecting Mediterranean albacore (*Thunnus alalunga* Bonaterre, 1788) catch rates from the Turkish gillnet fleet, 2010-2011. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 496-498.
- Chen, S. and Watanabe, S. 1988, Age dependence of natural mortality coefficient in fish population dynamics. Nippon Suisan Gakkaishi, 55(2): 205-208.
- Di Natale, A., Mangano, A., Potoschi, A. and Valastro, M. 2011. Albacore (*Thunnus alalunga*) fisheries in the Tyrrhenian Sea and in the south-central Mediterranean: Fishery pattern, size frequencies, length-at-age, CPUEs. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 1897-1912.
- Froese, R. and Pauly, D. 1997, FishBase 97: Concepts, design and data sources. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila.
- Gabr, M. and El-Haweet, A.E. 2010, Pelagic longline fishery for albacore, *Thunnus alalunga* in the Mediterranean Sea, Egypt, pp 7-8 in:GFCM: SAC13/2011/Inf.20, Report of the transversal workshop on selectivity improvement, by-catch reduction and alternative gears. Alexandria, Egypt, 25-27 October 2010.
- Gedamke, T., and Hoenig, J.M. 2006, Estimating Mortality from Mean Length Data in Nonequilibrium Situations, with Application to the Assessment of Goosefish (*Lophius americanus*). Trans. Amer. Fish. Soc. 135:476-487.
- Kimura, D. and Chikuni, S. 1987. Mixtures of empirical distributions: an interactive application of the age-length key. Biometrika 43, 23-35.
- Lee, L.K. and Yeh, S.Y. 2007, Age and growth of south Atlantic albacore. A revision after the revelation of otolith daily ring counts. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(2): 443-456.
- Macías, D., García, Gómez-Vives, M<sup>a</sup>.J., Benjumea M<sup>a</sup>.E., Saber, S., Godoy, D. and Báez, J.C. 2010, Catch Rates of albacore (*Thunnus alalunga*) from the Spanish recreational fishery in the Balearic Sea (Mediterranean Sea), 2004-2009. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1456-1460.
- Marano, G., De Zio, V., Pastorelli, A., Rositani, L. and Ungaro, N. 2005, Drifting longline fishery in the southern Adriatic Sea (GFCM Geographical Sub-Area 18). In AdriaMed. 2005. Adriatic Sea Small-scale Fisheries. Report of the AdriaMed Technical Consultation on Adriatic Sea Small-Scale Fisheries. Split, Croatia, 14th – 15th October 2003. FAO-MiPAF Scientific Cooperation to Support Responsible Fisheries in the Adriatic Sea. GCP/RER/010/ITA/TD15. AdriaMed Technical Documents, 15: 184 pp.
- Megalofonou, P. 1990, Size distribution, length-weight relationships, age and sex of albacore (*Thunnus alalunga*) in the Aegean Sea. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 33: 154-162.
- Megalofonou, P. 2000, Age and growth of Mediterranean albacore. J Fish Biol. Vol. 57, pp. 700-715
- Ortiz de Urbina, J., Macías, D., de la Serna, J.M., Báez, J.C., García, S., Gómez-Vives, M<sup>a</sup>.J. and Saber, S. 2012, Standardized CPUE of albacore (*Thunnus alalunga* Bonaterre, 1788) caught by the Spanish surface longline in the western Mediterranean. 2004- 2010. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 569-572.
- Pauly, D. 1980, On the interrelationships between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. J. Cons. CIEM, 39 (2):175-192.

- Penney, A. 1994, Morphometric relationships, annual catch-at-size for South African-caught South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 42(1): 371-382.
- Porch, C.E., Wilson, C.A., Nieland, D.L. 2002, A new growth model for red drum (*Sciaenops ocellatus*) that accommodates seasonal and ontogenetic changes in growth rates. Fish Bull (Wash DC), 100: 149-152
- Quelle, P., Ortiz de Zárate, V., Luque, P.L., Ruiz, M., Valeiras, X. 2011, A review of Mediterranean albacore (*Thunnus alalunga*) biology and growth studies. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 1882-1896.
- Rademeyer, R.A., Plaganyi, E.E. and Butterworth, D.S. 2007, Tips and tricks in designing management procedures. ICES Journal of Marine Science, 64: 618-625.
- Tserpes, G. and Peristeraki, P. 2012, Albacore catch rate variations in the Greek drifting longline fisheries. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 6(2): 492-495.

# RAPPORT DES SESSIONS D'ÉVALUATION DES STOCKS DE GERMON DE L'ATLANTIQUE SUD ET DE LA MÉDITERRANÉE DE L'ICCAT DE 2011

(Madrid, Espagne, 25-29 juillet 2011)

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

La réunion a été tenue au Secrétariat de l'ICCAT à Madrid du 25 au 29 juillet 2011. La Dr Pilar Pallarés, au nom du Secrétaire exécutif de l'ICCAT, a ouvert la réunion et a souhaité la bienvenue aux participants ("le Groupe de travail").

Le Dr. Haritz Arrizabalaga et M. José María Ortiz de Urbina (UE-Espagne), rapporteurs du germon de l'Atlantique et du germon de la Méditerranée, ont co-présidé la réunion. Le Dr Arrizabalaga a souhaité la bienvenue aux participants à la réunion, soulignant que durant la réunion, le stock de germon de la Méditerranée serait évalué pour la première fois. Le Dr Arrizabalaga a passé en revue l'ordre du jour qui a été adopté avec des modifications (**Appendice 1**).

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

P. Pallarés	Points 1 et 11
T. Ceyhan	Point 2
M. Ortiz et C. Palma	Points 3 et 4
M. Pons et S. Saber	Points 5.1 et 5.2
H. Agrelli et B. Babcock	Points 6.1 et 6.2
P. de Bruyn et B. Babcock et L. Kell	Points 7.1-8.1 et 7.2-8.2
G. Scott et H. Arrizabalaga	Points 9
J.M. Ortiz de Urbina	Point 10

## 2. Données biologiques, y compris information sur le marquage

Le **Tableau 1** reflète les paramètres biologiques actuellement postulés pour les stocks de germon de l'Atlantique Sud et de la Méditerranée. Au cours de la réunion du Groupe de travail, de nouvelles informations sur différents paramètres biologiques ont été présentées et ont été utilisées dans des analyses de sensibilité ou incorporées comme information a priori de certaines des analyses réalisées par le Groupe de travail.

### 2.1 Croissance

Il existe une gamme d'études de croissance pour le germon de la Méditerranée qui ont recours aux pièces dures (Quelle *et al.* 2011). Le **Tableau 2** (adapté de Quelle *et al.* 2011) récapitule les informations disponibles pour caractériser la croissance du germon de la Méditerranée. Il est manifeste que les différentes études reflètent quelque peu différentes gammes de tailles et d'âges et qu'aucune étude n'englobe à elle seule la gamme complète des tailles capturées dans la Méditerranée (**Figure 1**). Afin d'examiner les implications de schémas de croissance sous-jacente éventuellement différents par rapport à la courbe de croissance de Megalofonou (2000), qui a été adoptée par le SCRS pour des évaluations de l'état des stocks, le Groupe de travail a décidé de considérer un modèle de croissance qui intégrait toutes les données disponibles. Comme les tailles des poissons et les âges décimaux individuels issus de diverses études n'étaient pas disponibles, une première approximation a été réalisée. Une taille moyenne par âge pondérée par la taille de l'échantillon a été calculée (**Tableau 2**) et diverses fonctions de croissance ont été ajustées aux données. Le **Tableau 3** fournit des estimations de paramètres pour les modèles appliquées à ces données.

Un modèle Von Bertalanffy de 2K (Porch *et al.* 2002) s'est avéré expliquer le schéma des tailles moyennes pondérées à un âge entier parmi les données disponibles. Cette formulation de modèle a été appliquée aux stocks qui manifestent des schémas de croissance saisonnière ou ontogénétique, comme on pourrait s'attendre d'une espèce qui fait l'objet d'un dimorphisme sexuel de la croissance. Tandis que le modèle de croissance de Megalofonou se rapproche du schéma du **Tableau 2** (**Figure 2**), il a tendance à sous-évaluer la longueur à l'âge anticipée des petits poissons dans les données du **Tableau 2** et surévalue la longueur à l'âge anticipée des plus gros poissons dans les données du **Tableau 2**. Pour les poissons de plus de 65 cm FL, le modèle de Megalofonou prédit une chute plus rapide de la longueur à l'âge que ne le fait l'ajustement du 2K de Von Bertalanffy (**Figure 3**), en raison d'un K estimé plus élevé et d'un  $L_{inf}$  estimé plus faible par rapport au 2K de Von Bertalanffy au-delà



de l'âge critique d'environ 1,25 an. L'application de ces modèles pour déterminer la prise par taille entraîne des différences que le Groupe de travail a décidé d'évaluer plus avant.

En ce qui concerne le germon de l'Atlantique Sud, une étude exhaustive récemment réalisée sur la base de 344 lectures du rayon épineux de germons entre 51 et 130 cm FL et 125 lectures de vertèbres entre 81 et 117 cm L a produit les estimations de paramètres de croissance von Bertalanffy suivantes :  $L_{\infty} = 147,5$  ;  $k = 0,126$  ;  $t_0 = -1,89$  (Lee et Yeh, 2007). Il s'agit de la courbe de croissance utilisée par le Groupe de travail pour évaluer le germon de l'Atlantique Sud.

## 2.2 Maturité

Le vecteur de maturité pour le germon du Sud a été postulé comme étant 50 % mature à l'âge 5 et complètement mature à l'âge 6 et par la suite (Anon. 2008).

Les connaissances sur la maturité du stock méditerranéen sont décrites dans une étude réalisée avec des échantillons obtenus de 1978 à 1980 dans la mer Thyrrénienne. On a découvert que 50% des germons âgés de 2 ans et mesurant 66,3 cm de longueur moyenne à la fourche avaient atteint la maturité sexuelle (Arena *et al.* 1980). Le document (SCRS/2011/117) présentait une approche d'analyse de la courbe de capture des données de la pêche récréative espagnole pour l'estimation de la courbe de maturité.  $L_{50}$  (longueur à 50% de maturité) pour le germon de la Méditerranée a été estimée à 63,13 cm, ce qui est très proche de l'estimation antérieurement déclarée par Arena *et al.* (1980) mais qui correspond à l'âge 3 selon l'équation de croissance de Megalofonou (2000).

Le document (SCRS/2011/113) présentait de nouvelles données sur la composition par taille et sexe du germon (*Thunnus alalunga*) dans l'Atlantique Sud-Ouest. Sur les spécimens observés, 5.340 (58% du total) ont été mesurés à bord des navires sous pavillon uruguayen. La FL minimum consignée entre 1998 et 2010 s'élevait à 60 cm et la FL maximum était de 128 cm, avec une moyenne globale de  $94 \pm 9,0$  cm. Sur les 5.340 spécimens mesurés, on a déterminé le sexe de 48% d'entre eux. La taille moyenne des femelles se situait à  $95,8 \pm 8,1$  cm (gamme : 69-122 cm) et des mâles à  $95,4 \pm 8,7$  cm (gamme : 61-123 cm). Le sex-ratio était de 1,1 mâle par femelle. Pour les navires sous pavillon japonais qui opéraient dans les eaux uruguayennes entre 2009 et 2010, le nombre de spécimens mesurés s'est élevé à 41.397. La FL moyenne se situait à  $97,0 \pm 8,8$  cm (gamme : 42,5-124 cm). La flottille japonaise a capturé des spécimens plus grands que la flottille uruguayenne et cette différence pourrait être due à la profondeur à laquelle la palangre est mouillée, ce qui suggère une plus forte proportion de gros poissons à une plus grande profondeur. En outre, les résultats observés en ce qui concerne la distribution spatio-temporelle du germon sont conformes à ceux signalés pour l'Atlantique Sud-Ouest et concordent avec les théories existantes sur de possibles schémas migratoires du germon du Sud.

Par ailleurs, le document (SCRS/2011/124) présentait la reproduction du germon capturé par la flottille palangrière brésilienne dans l'Atlantique Sud-Ouest. De 2005 à 2010, 370 mâles (97 – 138 cm FL) et 365 femelles (89 – 128 cm FL) ont été échantillonnés afin d'analyser l'histologie des gonades en vue d'assigner les stades de développement de la maturité des spécimens capturés par les palangriers thoniers brésiliens dans l'Atlantique Sud. Le sex-ratio était proche de 1 tout au long de l'année, avec un ratio global de 1,1 ♀:1 ♂ sur 407 femelles et 376 mâles. Les classes de taille des mâles ont fluctué entre 96 et 138 cm FL, mais les mâles étaient plus fréquents dans les classes supérieures (> 114 cm FL). Les tailles des femelles ont fluctué entre 89 et 128 cm FL, et elles étaient plus fréquentes dans les classes inférieures. La saison de frai semble se dérouler de septembre à mars inclus, lorsque l'indice gonadique est élevé. On a trouvé pendant cette période des femelles qui présentaient des ovaires remplis d'ovocytes hydratés et quelques follicules post-ovulatoires, et des mâles avec différents vases remplis de spermatozoïdes. La première maturité sexuelle était de 92 cm FL pour les femelles et 100 cm FL pour les mâles. Les estimations de la fécondité par acte de ponte se situent entre 0,5 et 1,2 million d'œufs. Les distributions de la fréquence des diamètres d'ovocytes montrent des modes de frai par lot de ponte. Les résultats confirment l'hypothèse selon laquelle le germon frai au large du littoral brésilien.

## 2.3 Mortalité naturelle

La mortalité naturelle a été postulée être constante et égale à 0,3 pour toutes les classes d'âge pour le stock de germon de l'Atlantique Sud et de la Méditerranée. Dans le cas du germon de la Méditerranée, on a exploré différentes approches afin d'obtenir une valeur objective pour M ; l'application de la formule de Pauly (1990) a fourni une valeur de 0,456, tandis que la formule de Froese et Pauly (1997) a proposé une valeur de 0,420. L'approche de Chen et Watanabe (1988) a produit le vecteur suivant de M pour les âges 1 à 7 : [0,567 ; 0,446 ; 0,382 ; 0,396 ; 0,456 ; 0,537 ; 0,654].

## 2.4 Autres informations

Le Groupe de travail a été informé de la récupération des registres de capture des madragues portugaises remontant à la fin du XIX<sup>e</sup> siècle, lesquels contenaient des prises considérables de germon. Ces épisodes pourraient indiquer une migration potentiellement importante du germon à partir de l'Atlantique Nord vers la Méditerranée, ce qui serait en contradiction avec le postulat actuellement accepté selon lequel le stock méditerranéen est totalement indépendant du stock de l'Atlantique Nord. Le Groupe de travail a recommandé que la structure des stocks de germon de l'Atlantique et de la Méditerranée soit réexaminée à titre prioritaire.

## 3. Examen des informations de base

Au début de la réunion, le Secrétariat a présenté les informations les plus actualisées de Tâche I et Tâche II (prise et effort et échantillons de taille) pour les stocks de germon du Sud (ALB-S) et de la Méditerranée (ALB-M), au titre de la période 1950 à 2010. Afin de disposer d'un récapitulatif de la disponibilité des données, les catalogues correspondants ont été dressés pendant la réunion et présenté au Groupe (ALB-S au **Tableau 4** et ALB-M au **Tableau 5**). Ils ne couvrent que la période 1980-2010, mais la même information est disponible (si nécessaire, avec plus de détail) sur demande auprès du Secrétariat.

### 3.1 Tâche I (captures)

Le **Tableau 6** renferme un récapitulatif des données de Tâche I du germon (qui contient les prises des trois stocks de germon). La **Figure 4** présente la distribution géographique (carrés de 5°x5°) par décennie et engin principal (source: CATDIS version 2011.05) des prises de Tâche I de germon dans la zone de la Convention ICCAT.

#### 3.1.1 Atlantique Sud

Les séries de capture de Tâche I d'ALB-S ont été révisées pour l'ensemble de la période (1950 à 2010). Comme seuls quelques pays avaient déclaré des données provisoires de capture au titre de 2010 (Belize, Taipei chinois, UE-Espagne, UE-France, Philippines et Uruguay), le Groupe de travail a décidé d'utiliser les informations de capture disponibles jusqu'à 2009 seulement. Aucun changement important aux séries de capture de Tâche I d'ALB-S n'a été identifié, si ce n'est de petites variations escomptées en 2009 (les trois années les plus récentes sont provisoires). La **Figure 5** illustre les prises totales cumulées par engin principal et année.

#### 3.1.2 Méditerranée

Comme suite à la réunion de préparation des données sur le stock d'ALB-M de 2010 (Anon. 2011), les séries de capture de Tâche I ont fait l'objet d'une nouvelle révision, mais aucun changement majeur n'a été identifié. Les prises provisoires méditerranéennes de 2010 ont été prises en compte dans l'évaluation, étant donné que les captures des principales CPC de pêche les plus actives (UE-Espagne, UE-Grèce, UE-Italie, Maroc avec une prise nulle et Turquie) étaient disponibles au début de la réunion.

A l'issue de son examen, le Groupe de travail a recommandé les ajustements suivants (la désagrégation des engins est requise) aux séries de captures historiques :

- a) Le chiffre de capture du germon de la Méditerranée attribué à UE-Italie au titre de 2003 (6.912 t) (identifié pendant la réunion de préparation des données ALB-M, comme étant surestimé en raison du mélange de diverses espèces) a été ré-estimé et établi à 3.943 t (soit une réduction de 2.969 t). Cette correction a tenu compte du poids des poissons des fréquences de taille du jeu de données contenant de gros poissons (InProcID = 6.523 d'engin "UN").
- b) D'après l'analyse comparative réalisée entre les captures de germon d'EUROSTAT et les données de Tâche I d'ICCAT dans la Méditerranée, il a été identifié qu'une série (1957-1969) de la flottille turque n'a pas déclaré les données de Tâche I. Cette série de captures a été utilisée dans quelques-unes des analyses de sensibilité.
- c) Il existe également des différences dans la période récente (à partir de 2003) pour certaines CPC (UE-Chypre, UE-Grèce, UE-Italie et UE-Malte) qui nécessitent des révisions complémentaires.

La **Figure 6** présente le total cumulé des prises de Tâche I par engin principal et année (diagramme à barres) et les meilleures estimations du Groupe de travail concernant les ponctions totales de germon de la Méditerranée

(ligne épaisse), y compris les ajustements détaillés ci-dessus. Le Groupe de travail a noté que des efforts devraient être déployés par UE-Italie et la Turquie afin de vérifier et d'incorporer ces prises révisées/manquantes dans la base de données officielle de la Tâche I, en suivant les procédures standard du SCRS en matière de changements historiques à la Tâche I.

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

#### **3.2.1 Atlantique Sud**

Le catalogue d'ALB-S (**Tableau 4**) montre que les informations de Tâche II sont, à quelques exceptions près, très incomplètes à la fois pour les données de prise-effort et de taille. Parmi les principales pêcheries, l'information de taille est incomplète pour les pêcheries de canneurs du Brésil et de UE-Portugal, et pour les pêcheries palangrières de UE-Espagne, Corée, Uruguay et Philippines. Le Groupe de travail a recommandé que la disponibilité de ces jeux de données historiques de Tâche II soit identifiée et récupérée à des fins d'inclusion dans de futures évaluations.

Les informations de Tâche II de 2010 sont très incomplètes, seuls le Belize, les Philippines, l'Uruguay et le Taipei chinois les ayant déclarées. Quatre des principales CPC pêchant activement l'ALB-S (Afrique du Sud, Namibie, Brésil et Japon) n'ont pas encore déclaré la Tâche II au titre de 2010. En conséquence, l'année 2010 n'a pas été utilisée dans l'évaluation.

#### **3.2.2 Méditerranée**

Le catalogue d'ALB-M de la Tâche I par opposition à la Tâche II (**Tableau 5**) est très clairsemé et incomplet à la fois pour les données de prise-effort et de taille. A l'exception des flottilles espagnoles de BB, LL et TR et des flottilles chypriotes de LL, au cours de ces dernières années, il n'existe que très peu de données, et il s'agit habituellement d'une information très clairsemée, pour les flottilles italiennes (LL, PS, GN), les flottilles grecques (LL, HL), les flottilles turques (GN, PS) et les flottilles françaises (PS, SP).

Le Groupe de travail a identifié deux jeux de données de prise-effort et de taille disponibles dans les rapports et la littérature scientifiques, qui ne sont pas actuellement dans les bases de données de l'ICCAT. Le premier (Marano *et al.*, 2005) contient des données de taille pour la flottille italienne opérant à la palangre dérivante dans l'Adriatique (1990 et 2000). Le deuxième est un document scientifique (Gabr & El-Haweet, 2010) contenant environ 1.600 mesures de taille de germons provenant des flottilles palangrières égyptiennes d'Alexandrie.

Il existe, en outre, un document SCRS actualisé (Di Natale *et al.* 2011) qui fait état de prises de germon italiennes dans la mer Thyrrénienne (2003, 2005 et 2007) et dans le centre-sud de la Méditerranée (2004 à 2007), avec des informations sur la capture, la taille, l'âge et les sex-ratios. On ne sait pas au sûr si ces échantillons ont été officiellement déclarés à l'ICCAT (par conséquent inclus dans la base de données de l'ICCAT). Le Groupe a demandé au Secrétariat de réaliser une analyse comparative entre cette information et les échantillons de taille italiens dans le but de les incorporer à la base de données de l'ICCAT.

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

### **4.1 Estimations de la CAS pour le stock du Sud**

La composition par taille des captures (CAS) n'a été estimée que pour l'ALB-S (on n'a pas tenté d'estimer la CAS pour les stocks de la Méditerranée en raison du peu d'information disponible sur l'échantillonnage de taille). Afin d'incorporer toutes les révisions de taille effectuées depuis la dernière évaluation (notamment pour le Japon, 1992 à 2007), le Secrétariat a révisé l'ensemble des estimations de la CAS pour le germon au titre de la période 1975-2010 pour le stock du Sud. Les tableaux de substitution utilisés pour réviser la période 1975-2005 (années 2004 et 2005 intégralement recalculées) et pour créer la CAS des années récentes (2007-2009) sont disponibles auprès du Secrétariat de l'ICCAT. Comme il a été noté antérieurement, l'année 2010 a été exclue en raison du peu de données de taille soumises au titre de 2010. Les règles de substitution adoptées étaient fondamentalement les mêmes que celles utilisées dans des estimations antérieures de la CAS. Le Groupe de travail a recommandé aux scientifiques brésiliens de récupérer les données de taille des canneurs brésiliens.

La matrice générale de la CAS des stocks du Sud ne présente pas de grandes différences par rapport à celle utilisée dans la dernière évaluation (Anon. 2008). Quelques différences apparaissent lorsqu'on compare les matrices de CAS de pêcheries individuelles, en raison principalement des actualisations des toutes dernières

années fournies par les CPC. Néanmoins, le Groupe de travail a décidé d'adopter les nouvelles estimations de la CAS (**Figure 7**).

Les ratios de substitution de la CAS (volume des captures de Tâche I sans aucune information de taille) pour l'ALB-S sont présentés à la **Figure 8**. Ces ratios de substitution ont oscillé entre 5% et 30% au cours des deux dernières décennies, avec une augmentation allant jusqu'à 35% en 2009 (escomptée ces dernières années). Lorsqu'on observe les informations de taille disponibles, la majorité se base sur les échantillons de taille, le Japon étant la seule CPC à déclarer les deux types de données de taille (échantillons de taille et estimations de la CAS).

#### 4.2 Estimations de la CAA

Depuis la dernière évaluation, le Secrétariat est responsable de la production des estimations de la prise par âge (CAA) pour les stocks de germon, en appliquant l'algorithme de Kimura-Chikuni (KC) (Kimura *et al.* 1987). Les algorithmes de KC et la mise en œuvre du logiciel ont été actualisés à l'aide de la fonction R développée par A. Murtua (<http://albertomurta.wikispaces.com/file/detail/Kimura-Chikuni-1987.R>) (**Appendice 4**). Plusieurs essais ont été exécutés avec le programme, dont :

- a) Évaluation de l'effet de la valeur d'epsilon (valeurs limites entre les itérations) afin d'évaluer si le modèle a atteint une solution robuste. Dans cet essai, on a évalué des valeurs d'epsilon oscillant entre 0,1 et  $1E-9$ . Il a été conclu que des valeurs d'epsilon de  $1.e-5$  à  $1/ e-6$  produiraient des résultats cohérents, tout en limitant le nombre d'itérations requises.
- b) Evaluation de l'effet d'ajouter une petite valeur positive constante aux cellules de taille qui ont 0 observation afin d'estimer la CAA pour une gamme cohérente de tailles (40 -140 cm dans le cas du germon du Sud) où peu d'intervalles de tailles n'ont pas d'échantillons. L'ajout d'une faible valeur (0,01 ou moins) n'a pas d'effet sur l'allocation de la distribution des âges.
- c) Essai de comparaison avec les estimations de 2007. Globalement, le nombre de poissons était le même pour tous les âges, et le pourcentage de distribution par âge était très similaire, avec en moyenne moins de 2% de différence entre les distributions des âges.
- d) Une comparaison avec la méthode « AgeIT » (découpage basé sur les incréments de croissance par mois) utilisée dans l'évaluation de 2010 sur le thon rouge montre également de légères différences.

Une fois testé, le Groupe de travail a décidé d'utiliser ce programme pour convertir la CAS en CAA pour le stock de germon du Sud. Le Groupe de travail a également recommandé de réaliser de nouveaux tests de simulation à l'avenir avec des approches alternatives pour déterminer l'âge de la CAS.

##### 4.2.1 Stock de l'Ouest

Pour le KC, les valeurs d'entrée étaient : a) CAS par flottille (catégories de flottilles ASPM), année et trimestre. Nombre de poissons par intervalles de tailles (40 cm à 140 cm par intervalles de tailles de 1 cm). b) probabilité de la taille à l'âge estimée à partir du modèle de croissance von Bertalanffy (Lee et Yeh, 2007) et utilisant la déviation standard de la taille à l'âge du stock de germon du Nord. La probabilité de la taille à l'âge a postulé une distribution normale de la longueur à l'âge calculée pour chaque trimestre de l'année (milieu de trimestre) et prenant le 15 novembre comme date de naissance.

Les matrices de la CAA pour le stock du Sud (total et par pêcherie principale) sont illustrées aux **Tableaux 7 et 8** et la **Figure 9** montre des diagrammes à bulles du nombre relatif de poissons par année et âge (0 à 10) des principales pêcheries. Les proportions par âge et année indiquent que la plupart de la capture correspond aux âges 4 et 5, suivis des âges 3, 6, 7 et 8. Ce mode a été plus ou moins cohérent pendant toute la période temporelle. En 1991 et au début des années 2000, la composition par âge de la capture s'est avérée relativement différente, et l'on a constaté d'importantes captures de germons d'âge 9. Entre 1994 et 1996, les prises des âges 2 et 3 se sont accrues. Pour les pêcheries palangrières, les flottilles du Brésil et de l'Uruguay présentent une capture prédominante d'âges plus avancés (5, 6 et 7), tandis que les flottilles du Taipei chinois montrent une gamme plus étendue de prise par âge, y compris des poissons dont les âges sont compris entre 2 et 10+. Les canneurs de surface présentent des captures où prédominent les âges 2 à 6, avec de plus grandes proportions d'âges 3 et 4.

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

### 5.1 Atlantique Sud

De nouvelles données de la flottille palangrière uruguayenne ont été présentées au Groupe de travail (SCRS/2011/114). Les données de prise et d'effort de 17.903 opérations réalisées par la flottille palangrière thonière de l'Uruguay dans l'Atlantique Sud-Ouest de 1983 à 2010 ont été standardisées à l'aide d'un GLMM avec une approche delta lognormale. Les variables explicatives utilisées comme facteurs principaux et interactions de premier ordre étaient année, zone, trimestre, SST (température de surface de la mer), type d'engin (ligne principale en monofilament ou multifilament) et catégorie de navires (définie par l'analyse de groupement de K-means). Les séries de CPUE standardisée de germon capturé par la flottille palangrière uruguayenne montrent une légère diminution de 1983 à 2010.

Les taux de capture standardisés utilisant un modèle mixte modifié en zéro basé sur la distribution Poisson pour la flottille brésilienne ont été présentés au Groupe dans le document SCRS/2011/125. La base de données contient des informations sur les opérations palangrières réalisées par des navires nationaux et affrétés de 1978 à 2010. Les modèles ont été ajustés dans le jeu de données regroupées et le jeu de données divisé selon le pavillon. La prise en nombre de poissons était la variable de réponse. L'effort a été considéré comme compensation. L'année et le nombre d'hameçons par panier étaient les variables explicatives les plus importantes. Globalement, quatre phases étaient apparentes dans la plupart des séries temporelles standardisées : a) valeurs faibles mais stables avant 1992 ; b) tendance à la hausse marquée au milieu des années 90 ; c) tendance à la baisse jusqu'en 2003 ; d) valeurs faibles mais stables tout au long de 2010. Le Groupe de travail a décidé d'utiliser le taux de capture standardisé à partir du jeu de données regroupées (tous les pavillons combinés).

Dans le document SCRS/2011/119, on a présenté au Groupe de travail les CPUE standardisées estimées (nombre de poissons capturés pour mille hameçons) du germon de l'Atlantique Sud enregistrées par les palangriers du Taipei chinois de 1967 à 2010 sur des strates annuelles et trimestre\*année. Les facteurs, tels que année, trimestre, sous-zone, effets de la prise accessoire du thon obèse, de l'albacore et de l'espadon, ont été utilisés en vue d'obtenir les taux de capture standardisés annuels. Une approche GLM postulant une distribution d'erreur log-normale a été utilisée. Les CPUE standardisées, à la fois annuelles et trimestrielles, ont indiqué que l'abondance des germans de l'Atlantique Sud avait chuté à partir de la fin des années 1960 jusqu'en 1990, puis avait augmenté jusqu'au milieu des années 1990, pour se stabiliser depuis le début des années 2000 jusqu'en 2010.

La CPUE palangrière japonaise a été séparément standardisée en trois périodes (1959-69, 1969-75 et 1975-2005) à l'aide de deux modèles ; un avec une structure d'erreur log-normale (LN), tandis que l'autre utilisait une structure d'erreur binominale négative (NB) (SCRS/2011/109). Les deux CPUE standardisées ont chuté dans les années 1960 et au début des années 1970 ; par la suite, les CPUE ont fluctué et n'ont dégagé aucune tendance claire. Comme dans l'évaluation de 2007, le Groupe de travail, suivant les recommandations des auteurs, a décidé d'employer les CPUE standardisées pour le modèle NB pour les trois périodes pour le stock du Sud comme indices d'abondance.

Deux séries de CPUE standardisées (poids par jours de pêche), de 1985 à 1998 et de 1999 à 2010 de la pêcherie de canneurs sud-africains, ont été prises en compte aux fins de l'évaluation. Les taux de capture standardisés pour la période 1985-1998 (première période) ont été extraits de l'évaluation antérieure sur le germon du Sud (Anon. 2007). Pour la période 1999-2010 (dernière période), de nouveaux taux de capture standardisés ont été présentés au Groupe de travail (SCRS/2011/121). Un modèle linéaire généralisé avec un postulat de distribution log-normale des valeurs résiduelles a été utilisé. Deux jeux de données ont été élaborés pour les analyses. Le premier jeu de données incluait tous les navires thoniers à la canne avec les prises de thonidés. Le deuxième jeu de données comprenait les prises réalisées par 40 navires indicateurs, qui avaient été sélectionnés sur la base du nombre d'années de pêche. Pour obtenir la CPUE standardisée annuelle, les variables année, zone, trimestre et distance au rivage ont été utilisées pour le premier jeu de données et, outre celles-ci, on a également considéré le type de navires dans le deuxième jeu de données. Étant donné que l'utilisation de navires indicateurs n'améliorait pas l'analyse, le Groupe de travail a sélectionné la série standardisée basée sur le jeu de données complet (premier jeu de données), comme les auteurs l'avaient suggéré.

Le **Tableau 9** illustre les séries de CPUE disponibles. La **Figure 10** montre la série temporelle échelonnée de la CPUE pour les flottilles de surface et les principales flottilles palangrières pour l'évaluation du stock de germon du Sud de 2011. En outre, la **Figure 11** illustre la série temporelle échelonnée de l'abondance relative pour la dernière période (1999-2010).

## 5.2 Mer Méditerranée

Quatre nouveaux documents ont été présentés au Groupe de travail :

Une série temporelle des taux de capture de germon de la pêcherie palangrière grecque opérant dans la mer Méditerranée orientale a été analysée (SCRS/2011/104) ; elle incluait des données de la pêcherie ciblant le germon de 2003 à 2006, ainsi que des prises accessoires de germon de la pêcherie d'espadon opérant de 1993 à 2010 (données non disponibles pour la période 1995-2002). Les données de CPUE ont été analysées, séparément pour chaque pêcherie, au moyen de techniques de GLM. Les variables explicatives considérées dans les deux analyses étaient l'année et le mois. Les résultats de la pêcherie ciblant le germon n'ont dégagé aucune tendance dans le temps, tandis que la plus longue série temporelle de la pêcherie d'espadon a indiqué une tendance descendante de la probabilité de prises positives de germon au cours de ces dernières années. Ces réductions pourraient être dues à une chute du stock de germon de la Méditerranée et/ou à des changements dans le mode de distribution des espèces.

De surcroît, les indices d'abondance relative du germon capturé par les palangriers de surface espagnols dans la Méditerranée occidentale ont été estimés pour la période 2004-2010 (SCRS/2011/116). Des CPUE standardisées ont été estimées par le biais d'une approche de modélisation linéaire généralisée (GLM) avec une distribution d'erreur binomiale négative. Les résultats de l'analyse de déviance incluaient à la fois les facteurs année et mois dans le modèle final pour la prise en nombre de poissons. En général, les schémas résiduels ne sont pas loin de ce à quoi on s'attend en vertu du postulat de distribution d'erreur binomiale négative, ce qui suggère un ajustement raisonnablement bon. Cette série a dégagé une tendance généralement positive au cours de ces dernières années.

On a présenté une analyse préliminaire des facteurs potentiels affectant les taux de capture de germon des flottilles turques pêchant le germon en 2010 et 2011 au moyen de filets maillants (SCRS/2011/107). Ces facteurs incluait une stratification spatio-temporelle (année, mois et zone) ainsi que les caractéristiques de l'engin de pêche et des navires de pêche. On a utilisé une approche GLM avec un taux de capture logarithmique par opération comme variable de réponse afin de tester les facteurs potentiels affectant la réponse. Le principal facteur affectant les taux de capture était la zone. Quant à la stratification temporelle, le mois était marginalement significatif. Apparemment, il n'y avait pas de différence associée à l'année. Les autres facteurs significatifs se rapportaient principalement aux caractéristiques des navires de pêche (LOA\_m et CV de puissance motrice) ainsi qu'à la profondeur du fond marin (profondeur\_m).

Le SCRS/2011/108 décrivait la première analyse de l'influence des phases lunaires sur la CPUE de la pêcherie turque pêchant le germon au filet maillant pendant les saisons de pêche 2010-2011. Le cycle lunaire a été divisé en deux périodes, clarté (les demi-lunes et pleine lune) et obscurité (nouvelle lune et lune croissante). Les résultats ont indiqué que les pics de CPUE étaient très proches de chaque nouvelle phase lunaire. Toutefois, quelques autres facteurs externes (p.ex. conditions environnementales, etc.) pourraient également affecter cette pêcherie, mais les autres facteurs n'ont pas été examinés.

Le Groupe de travail a identifié un document de la FAO-MiPAF contenant des informations potentiellement intéressantes (Marano *et al.*, 2005). Ceci incluait des données de capture et des valeurs de CPUE de la pêcherie palangrière italienne opérant au filet dérivant au Sud de la mer Adriatique de 1984 à 2000 (données non disponibles pour les périodes 1988-89 et 1996-97). La CPUE a dégagé une tendance ascendante marquée au milieu des années 1980 et une tendance descendante plus lente pendant les années 1990. En ce qui concerne les distributions de tailles du germon, la plupart des spécimens capturés mesuraient plus de 60 cm de longueur à la fourche.

En outre, la CPUE de la pêcherie sportive espagnole opérant dans la Méditerranée occidentale de 2004 à 2009 (Macias *et al.* 2010) et la CPUE de la flottille italienne pêchant le germon dans la mer Tyrrhénienne et le centre-sud de la Méditerranée en 1999 et entre 2003 et 2006 (Di Natale *et al.* 2011) ont été prises en compte pour les besoins de l'évaluation.

Toutes ces séries de CPUE disponibles sont illustrées au **Tableau 10** et à la **Figure 12**.

## 6. Méthodes et autres données pertinentes pour l'évaluation

Trois documents du SCRS et un autre ouvrage ont été présentés dans cette section.

Le document SCRS/2011/115 présentait un modèle de production excédentaire en conditions de non-équilibre

tenté pour le stock de germon dans l'océan Atlantique Sud, en utilisant le logiciel ASPIC ver 5.34. Le modèle a utilisé les mêmes données de prise et d'effort que celles incorporées dans le cas de base du modèle de production structurée par âge (ASPM) de 2007 mis au point pendant la session d'évaluation du stock de germon de l'ICCAT en 2007 (Anon. 2008b). Pour le scénario préliminaire, une forme logistique (Schaefer) a été utilisée pour ajuster les données, conditionnée par la production et utilisant une somme de carrés comme fonction objective à des fins d'optimisation. Après plusieurs scénarios d'essai, il a été décidé de fixer le ratio  $B1/K$  à 0,8. Le modèle a pu fournir des valeurs de départ pour  $q$  pour chaque indice d'abondance. Les scénarios initiaux du modèle préliminaire ont indiqué la présence de plusieurs séries de CPUE négativement liées. Il a été décidé de réduire l'effet que ces séries négativement liées pourraient avoir sur le modèle en sous-pondérant leur contribution à la fonction objective. Plusieurs scénarios de sensibilité ont été réalisés, en changeant les paramètres des valeurs d'entrée et les postulats des modèles (comme le ratio  $B1/K$  et la forme de la courbe de production), et même si les tendances globales de la population étaient similaires à celles pour l'ASPM, les modèles ASPIC ont généralement produit des résultats qui étaient plus optimistes que le modèle structuré par âge. En règle générale, tous les modèles ont prédit qu'à un moment donné dans le passé récent, le stock de germon du Sud avait fait l'objet de surpêche et avait été surpêché. Dans tous les cas, la pression de la pêche semble s'être apaisée au cours de ces dernières années, la biomasse s'étant rétablie par la suite. L'incorporation d'informations additionnelles structurées par âge dans un modèle d'évaluation de stock est généralement considérée comme bénéfique, le modèle de production excédentaire permettant de déterminer l'incertitude structurelle dans le processus d'évaluation de stock. En outre, d'autres études ont indiqué que même si des modèles plus complexes ont de meilleures performances dans certains cas, leurs avantages pourraient s'avérer relativement faibles et dépendent aussi de la qualité des informations spécifiques de l'âge disponibles.

Le modèle bayésien de production excédentaire (BSP) a été appliqué afin d'estimer la situation actuelle et les tendances de la biomasse des stocks de germon de l'Atlantique Sud et de la Méditerranée au moyen des données de prise et de CPUE disponibles jusqu'en 2009 (SCRS/2011/112). Plusieurs autres priors informatifs ont été utilisés afin de délimiter la valeur du taux intrinsèque d'augmentation ( $r$ ) reposant sur des informations se rapportant à d'autres stocks de germon et d'espèces de thonidés apparentées. En raison du manque d'informations sur le cycle vital du germon de la Méditerranée, les autres priors ont été considérés comme des hypothèses alternatives aux fins de l'analyse de décision. Les modèles alternatifs ont été utilisés afin de prédire la probabilité que les stocks atteignent une biomasse supérieure à la  $B_{PME}$  selon divers scénarios de gestion.

La méthode « Robin des bois » (SCRS/2011/111) utilisant des prévisions du modèle s'appliquant aux stocks pour lesquels un plus grand nombre de données sont disponibles comme information auxiliaire dans les analyses de stocks pour lesquelles une quantité restreinte de données a été présentée. Cette proposition pourrait constituer une alternative lorsque les stocks présentent des similitudes en termes de taxonomie, de cycle vital ou d'écologie. À titre d'exemple, des informations provenant des stocks pour lesquels de grandes quantités de données sont disponibles peuvent être utilisées en tant que distribution a priori ou des fonctions de pénalisation pour les espèces peu documentées.

Le modèle d'estimations de la survie en conditions de non-équilibre (SEINE) peut être utilisé pour estimer les taux de mortalité à partir des modifications de la taille moyenne (Gedamke et Hoenig, 2006). Le modèle SEINE est une variante du modèle de Beverton-Holt qui a été largement utilisé lorsque les données sont insuffisantes, mais a fait l'objet de critiques, car il postulait que le taux de mortalité avait été constant pendant une période suffisante de sorte que la longueur moyenne reflète le taux de mortalité actuel (à savoir, le stock est en conditions d'équilibre). Avant d'utiliser le modèle SEINE pour la première fois à l'ICCAT, il a été décidé de réaliser un test de simulation (SCRS/2011/126). Une population avec les caractéristiques du cycle vital du germon a été créée et différents niveaux de mortalité par pêche utilisant FLR ont été simulés. Ensuite, un package R a été créé en établissant un lien entre le code ADMB afin d'échanger un modèle d'évaluation par un autre en utilisant les mêmes données d'entrée et de créer la même matrice de stratégie de Kobe II (K2SM). Afin d'évaluer l'incertitude entourant la relation stock-recrutement, deux valeurs d'inclinaison (0,75 et 1,0) ont été considérées. Dans un premier temps, le stock a été pêché à un niveau de  $B_{PME}$ , ensuite la mortalité par pêche a été simulée selon cinq scénarios différents (avec une augmentation de 5,0 % par an, une augmentation de 2,5 % par an, aucun changement, avec une diminution de 2,5 % par an et avec une diminution de 5 % par an).

Le modèle SEINE vise à créer des estimations satisfaisantes de  $Z$ , mais ce modèle peut également fournir des estimations de  $F$  et de la biomasse, étant donné que  $F = Z - M$  et  $B_{t+1} = B_t + C_t * (1 / Z - 1)$ . Néanmoins, la création de K2SM nécessite un examen plus complet de l'incertitude, une évaluation des stocks n'étant pas suffisante. Par conséquent, une estimation de  $F$  ou de SSB ne suffit plus, on devrait également être en mesure de déterminer la capacité de détecter la surpêche et lorsqu'on parvient à ramener  $F$  aux objectifs de gestion.

Le groupe de travail a envisagé d'utiliser trois modèles d'évaluation pour le germon de l'Atlantique Sud, à savoir ASPIC, ASPM et BSP. Étant donné que l'information concernant la série des taux de capture de la Méditerranée est plus limitée, le groupe de travail a décidé de ne pas utiliser ASPIC et ASPM. Le modèle BSP a été sélectionné, car il peut être en mesure de traiter les informations limitées en utilisant des priors informatifs. Le groupe de travail a également décidé d'utiliser la courbe des captures et de la production par recrue pour la quantité limitée de données sur le stock de la Méditerranée.

Le groupe a cherché à savoir s'il était opportun de combiner, et la façon de procéder, les résultats provenant des différents scénarios du modèle pour chaque stock en ce qui concerne la biomasse par rapport à  $B_{PME}$ , le taux de mortalité par pêche par rapport à ce  $F_{PME}$ , la probabilité que la biomasse soit supérieure à  $B_{PME}$  et les autres sorties du modèle. Il a été décidé d'utiliser une moyenne des modèles afin de générer une estimation intégrée de ces statistiques, si les résultats du modèle semblent être relativement cohérents. Différents diagrammes de Kobe seront générés pour les scénarios alternatifs, afin de comprendre les implications des différents postulats. La moyenne de tous les autres scénarios plausibles sera calculée afin de produire une matrice de stratégie combinée de Kobe (K2SM) dans le but de fournir des conseils de gestion.

## 6.1 Atlantique Sud

### 6.1.1 ASPIC

Le groupe a convenu que le modèle ASPIC devrait être mis à jour avec les dernières données de prise et de CPUE. Il a également été recommandé que les définitions de flottille soient revues afin de s'assurer que les différentes séries de CPUE incorporées dans le modèle mis à jour soient représentatives des données de capture de chaque flottille. Compte tenu de la série supplémentaire de CPUE présentée pour cette session d'évaluation par l'Uruguay, il pourrait s'avérer nécessaire de diviser davantage la flottille afin d'intégrer cette information supplémentaire. Il a également été suggéré que des méthodes plus sophistiquées et moins subjectives soient utilisées dans le but de pondérer les différentes séries de CPUE (en pondérant éventuellement la série par la prise représentée). Le modèle ASPIC pourrait également être utile pour tester des scénarios, car il est facile à modifier et s'exécute rapidement.

Les données mises à jour de prise et de la CPUE jusqu'en 2009 constituaient les données d'entrée pour les scénarios ASPIC. Au terme d'un débat, le groupe de travail a convenu de produire différents scénarios en fonction de : a) les procédures de pondération des données des différentes flottilles; b) l'approche utilisée pour calculer les intervalles de confiance, c) le type de modèle de production ; d) le postulat concernant le ratio existant entre la biomasse au tout début de la série et la biomasse dans la capacité de charge, et e) la façon de pondérer les nouvelles séries de données uruguayenne. Les spécifications du cas de base et des différents scénarios sont présentées dans le **Tableau 11**.

Sur la base des discussions du groupe, le modèle présenté dans le document SCRS/2011/115 a été mis à jour afin d'inclure les nouvelles définitions des flottilles, en ajoutant la série supplémentaire de CPUE de l'Uruguay (**Tableau 17**), les données récentes sur la prise et la CPUE (**Tableau 18** et **Tableau 19** respectivement). Dans le document SCRS/2011/115, la CPUE en nombre a été convertie en CPUE en poids en multipliant les séries de CPUE par un seul poids moyen. Pour mettre à jour l'analyse, les données de la prise par taille ont été utilisées pour calculer les valeurs de poids moyen pour chaque flottille par an. Un autre changement par rapport au document présenté porte sur le fait que le groupe a décidé qu'un ratio  $B1 / K$  fixé à 0,9 convenait à l'ensemble des futurs scénarios de modélisation. Des scénarios préliminaires de sensibilité ont fait apparaître que les principales sources d'incertitude entourant les scénarios ASPIC se caractérisaient par la forme de la courbe de production (logistique ou Fox) et par la pondération de la série de données de CPUE (une pondération égale ou pondérée par prise). En conséquence, quatre options de modèle tout aussi plausibles ont été élaborées.

Des projections ont été réalisées avec des prises constantes oscillant entre 15.000 et 35.000 tonnes (intervalles de 5000 t). Les prises de 2010 et 2011 ont été projetées à partir de la prise de 2009.

### 6.1.2 ASPM

En 2007, une version modifiée de l'ASPM (Rademeyer *et al.* 2004) a été utilisée pour le cas de base de l'évaluation du stock de l'Atlantique Sud. Dans un premier temps, le groupe de travail avait décidé d'utiliser un modèle de production structuré par âge (ASPM) identique au cas de base utilisé dans l'évaluation du stock de germon de l'ICCAT de 2007, mais incluant les jeux de données mis à jour et disponibles pour la réunion d'évaluation de 2011, dénommé le « scénario de continuité ». Les détails sur la structure et la mise en œuvre du



modèle (par exemple postulat se rapportant à la sélectivité) sont disponibles dans le rapport détaillé sur l'évaluation du stock de germon de l'ICCAT de 2007 (Anon. 2008b). Quelques discussions ont été tenues sur des approches alternatives pour la détermination de l'âge (par exemple la méthode de Kimura et Chikuni (1987) à appliquer trimestriellement). Les procédures que le groupe de travail a convenu d'adopter pour calculer la prise par âge à utiliser dans l'évaluation du stock du sud sont présentées au point 4.

### 6.1.3 BSP

En ce qui concerne le modèle bayésien de production excédentaire (BSP) appliqué au germon de l'Atlantique Sud, un prior informatif pour  $r$  a été élaboré en utilisant les méthodes présentées dans le document SCRS/2011/112 mis à jour avec les nouvelles informations sur le cycle vital. La valeur moyenne de  $M$  s'élevait à 0,3 et coïncide avec la valeur utilisée dans les évaluations précédentes du germon de l'Atlantique Nord ainsi que de l'Atlantique Sud, avec un écart type de 0,1 et une distribution normale tronquée à zéro et 1,0. La médiane de l'âge à maturité était de 5,5, avec une gamme oscillant de 4 à 7 (**Tableau 1**). Une distribution empirique de  $R$  a été élaborée au moyen de la simulation Monte Carlo (**Figure 13**). La distribution a été calculée approximativement au moyen d'une distribution  $t$  avec une moyenne de 0,2, une variance de 0,025 et df de 10, qui a été utilisée comme prior dans le modèle BSP. Huit séries de CPUE étaient disponibles (**Tableau 9**).

Parmi les treize spécifications du modèle de (**Tableau 12**) qui ont été exécutées, il a été estimé que quatre d'entre elles étaient les plus plausibles. Ces scénarios avaient des priors informatifs, un ratio de biomasse de départ de 0,9 et une pondération égale ou une pondération par prise des points de données de la CPUE, sous la forme standard logistique du modèle de production excédentaire ou sous la forme Fox dans laquelle la  $B_{PME}$  se présente à 37 % de la capacité de charge  $K$  plutôt qu'à 50 %.

Les projections ont été effectuées pour les quatre formulations du cas de base du modèle BSP. Il a été postulé que les prises de 2010 et 2011 étaient similaires à la prise de 2009. Pour les années suivantes, une prise constante de 15.000, 20.000, 25.000, 30.000 ou 35.000 tonnes a été appliquée. Un échantillonnage aléatoire de 5.000 échantillons provenant de la distribution conjointe ultérieure a été utilisé pour estimer la trajectoire de la médiane, l'intervalle de confiance de 80 % et la probabilité selon laquelle la population soit supérieure à  $B_{PME}$  après 10, 15 ou 25 ans. Un sous-échantillon de 500 scénarios a été utilisé pour élaborer les résultats de la matrice de Kobe.

## 6.2 Méditerranée

En ce qui concerne le stock de la Méditerranée, les méthodes appliquées comprenaient une courbe de capture convertie en taille, un modèle de production par recrue fondée sur la taille et le modèle BSP.

### 6.2.1 Analyse de la courbe de capture par tailles (LCC)

Le total des taux de mortalité instantanée ( $Z$ ) a été estimé pour les années pour lesquelles des données de taille étaient disponibles (pour obtenir davantage de détails sur les données de taille retenues pour l'analyse, veuillez consulter le document SCRS/2011/120). Les estimations annuelles de  $Z$  reposaient sur la valeur de l'inclinaison d'une courbe de capture par tailles (régression du nombre de poissons dans une classe de taille spécifique par rapport à l'âge moyen des poissons de cette classe de taille, corrigée pour la non-linéarité de la croissance des poissons).

### 6.2.2 Production par recrue fondée sur la taille

L'analyse de la production par recrue fondée sur la taille a été réalisée en utilisant le logiciel YPRLLEN (version 4.1) de la NOAA (<http://nft.nefsc.noaa.gov/YPRLLEN.html>). Les calculs du modèle sont effectués selon des petits intervalles d'âge relatif à partir de zéro jusqu'à un âge spécifique. Étant donné que les données disponibles sur la sélectivité, la maturité et le poids dépendent de la taille, chaque intervalle d'âge est converti en une taille, fondée sur la taille de départ à l'âge relatif « zéro » (taille moyenne des poissons entrant dans le système) et les paramètres de l'équation correspondants de la croissance. La taille d'entrée à l'âge relatif zéro a été fixée à 30 cm. Veuillez consulter le point 2 pour obtenir davantage de détails sur les paramètres d'entrée biologiques concernant la croissance (Megalofonou, 2000), l'ogive de maturité (SCRS/2011/117) et la relation taille-poids (Megalofonou, 1990) ainsi que la mortalité naturelle ( $M$ ). En ce qui concerne les paramètres d'entrée de la pêche (courbes de sélectivité), veuillez vous référer au **Tableau 13**.

### 6.2.3 BSP

En ce qui concerne le modèle bayésien de production excédentaire (BSP) appliqué au germon de la Méditerranée, un prior informatif pour  $r$  a été élaboré en utilisant les méthodes présentées dans le document SCRS/2011/112 mis à jour avec les nouvelles informations sur le cycle vital. Le prior de  $M$  était normal, avec une moyenne de 0,45 et un écart-type de 0,1. La médiane de l'âge à maturité était de 3, avec une gamme oscillant de 2 à 5 (**Figure 14**). Cela a produit une distribution de  $t$  à priori présentant une moyenne de 0,22, une variance de 0,077 et df 10 (**Figure 14**). Un prior alternatif a été élaboré avec une mortalité naturelle centrée à 0,3 et un écart-type de 0,1. Cela a produit un prior qui était distribué selon  $t$  présentant une moyenne de 0,27, une variance de 0,062 et df 10.

Parmi les neuf spécifications du modèle (**Tableau 14**) qui ont été appliquées, le scénario 5 a été retenu comme cas de base. Ce modèle présentait un prior pour la biomasse de départ relative à la capacité de charge ( $B_0/K$ ) centrée à 0,9. Les indices de CPUE considérés étaient les suivants : indices des palangriers italiens, grecs et espagnols ainsi que les indices de la pêche sportive espagnole et la série de la mer Tyrrhénienne (**Tableau 10**). Dans le cas de quelques analyses de sensibilité, l'indice de prise accessoire grec a également été inclus. Dans une autre analyse de sensibilité, quelques prises élevées provenant des jeux de données Euromed ont été incluses dans les années 1950 (**Figure 6**).

## 7. Résultats de l'état du stock

### 7.1 Atlantique Sud

#### 7.1.1 BSP

L'état actuel estimé du stock du germon de l'Atlantique Sud d'après le modèle BSP variait selon la forme de la fonction de production (logistique par rapport à Fox) et si les points de données étaient pondérés de la même façon ou par prise (**Figures 15, 16 et 21 ; Tableau 15**). Avec la pondération par prise, le modèle a estimé une trajectoire de la biomasse relativement plane et une population qui était supérieure à  $B_{PME}$  et qui présentait des taux de mortalité par pêche inférieurs à  $F_{PME}$ . Avec une pondération égale, la population était épuisée, se situant en dessous de  $B_{PME}$  et présentait des taux de mortalité par pêche supérieurs à  $F_{PME}$ . La différence de résultats en fonction de la pondération de la CPUE peut s'expliquer par le fait que les données récentes de CPUE ne coïncident pas entre elles (**Figure 17**) et par le fait qu'avec la pondération par prise, presque toute l'importance de la pondération est attribuée à une seule série, à savoir celle de la flottille palangrière du Taipei chinois (**Figure 18**) de ces dernières années. Le pessimisme accru se rapportant aux scénarios de pondération égale par rapport aux résultats de la dernière évaluation est aussi le résultat de plusieurs séries présentant une baisse au cours de ces dernières années ; une analyse rétrospective du modèle  $r$  logistique de pondération égale, réalisée en retirant séquentiellement les données des années les plus récentes (**Figure 19**), a fait apparaître une population qui dépassait  $B_{PME}$  et qui n'était pas surexploitée si la dernière année considérée était 2004. Les informations des séries de CPUE peuvent également être étudiées en examinant les distributions postérieures de chaque scénario du modèle (**Figure 20**). Pour les scénarios du cas de base du modèle logistique, la distribution postérieure estimée de  $r$  était légèrement inférieure à la distribution préalable et semblable avec les deux méthodes de pondération. Toutefois, si un prior non informatif était utilisé pour  $r$ , la méthode de pondération égale a estimé une distribution postérieure de  $r$  qui était largement inférieure à la distribution préalable et la méthode de pondération par prise estimait un  $r$  qui était plus élevé et présentait une variance très élevée. Les distributions postérieures de  $r$  pour les analyses rétrospectives étaient très similaires au cas de base du modèle  $r$  logistique de pondération égale.

#### 7.1.2 ASPIC

Les résultats fondés sur les quatre cas de base suggèrent que le niveau d'exploitation de ces dernières années présentait des cas différents (le ratio  $B_{2009}/B_{PME}$  varie de 0,624 à 1,204 et le ratio  $F_{2009}/F_{PME}$  varie de 0,764 à 1,342, cf. **Figure 16 et Tableau 20**). Afin d'élaborer des intervalles de confiance, 500 essais de bootstrap ont été réalisés pour chaque modèle. Les résultats par bootstrap des quatre cas de base sont présentés à la **Figure 21**. En ce qui concerne les scénarios 2, 6 et 7, la majorité des réalisations se terminent dans la zone « rouge », tandis que dans le cas du scénario 8, les résultats sont plus optimistes et la majorité des réalisations ont lieu dans la zone « verte ». Il est estimé que la PME oscille entre 23 630 t et 27 390 t (**Tableau 20**), ce qui dépasse la prise totale de 2009 (22.830 t).

### 7.1.3 ASPM

Les résultats du scénario de continuité ASPM étaient relativement semblables à ceux obtenus en 2007. La **Figure 22** présente de mauvais ajustements aux indices de CPUE utilisés, notamment en ce qui concerne la CPUE des palangriers brésiliens. La sélectivité estimée en forme de cloche de la Namibie a atteint un maximum à un âge plus avancé par rapport à l'évaluation de 2007 (**Figure 23**). En ce qui concerne l'état des stocks, la perspective du scénario de continuité concorde avec l'évaluation de 2007 en ce qui concerne la tendance générale à la baisse de la biomasse (**Figure 24**) ainsi que l'état du stock le plus récent (**Figure 25, Tableau 21**).

Pendant la réunion, plusieurs incohérences des sorties de l'ASPM ont été découvertes. Une enquête approfondie a fait apparaître que le code source mis en œuvre dans ADMB et appliqué à l'évaluation de 2007 a connu plusieurs changements ponctuels, fixant efficacement certains paramètres dans le modèle. Cette « fixation » de certains paramètres dans le code source donne lieu à ce que le fichier d'entrée soit annulé dans plusieurs cas. Ainsi, sans devoir appliquer de vaste recodage, seul un scénario de continuité est possible, sans aucun changement dans la structure du modèle ou des postulats. Le code ASPM actuel a également été écrit avant que les changements n'aient été apportés dans les bibliothèques ADMB et a utilisé plusieurs bibliothèques qui ne sont plus utilisées dans le code ADMB révisé, notamment en ce qui concerne l'analyse MCMC, rendant impossibles des projections stochastiques. Étant donné que ces problèmes peuvent être résolus en apportant des changements importants au code source, les résultats déterministes du scénario de continuité ont été appliqués, mais aucune analyse approfondie avec ce modèle n'a été possible.

### 7.1.4 Synthèse des évaluations

Lors des dernières évaluations du germon du Sud réalisées en 2007, la détermination de l'état des stocks reposait principalement sur les résultats du modèle de production structuré par âge (ASPM) obtenus en utilisant une mise en œuvre de ce modèle dans ADMB. Le Multifan CL a également été exécuté en 2007 et les résultats en découlant ont été utilisés pour explorer les avantages obtenus en intégrant davantage de sources de données (telles que le marquage, les données de composition de taille) et en ajoutant la structure spatiale dans le modèle d'évaluation. Les données disponibles pour le stock du Sud ainsi que la complexité du modèle ont mené à prendre la décision de ne plus appliquer le Multifan-CL à ce stock et de commencer à utiliser les modèles de production.

Afin de comparer les changements survenus dans la perception du stock découlant uniquement de l'ajout ou de l'actualisation des jeux de données utilisés pour ajuster le modèle employé pour fournir le principal avis sur l'état des stocks en 2007, un scénario ASPM a été exécuté avec la même configuration que celle de 2007 – il s'agit d'un scénario de continuité. En général, les résultats de ce modèle sont similaires à la dernière évaluation, ce qui indique que tout changement des sorties ne serait pas dû uniquement aux nouvelles données. Le scénario de continuité correspondait bien à l'état projeté du stock en projetant une prise future de 24.000 t appliquée dans l'évaluation de 2007 (**Figure 26**). Toutefois, les problèmes identifiés avec le modèle ASPM sont venus étayer le fait que l'avis de gestion émanant de cette réunion ne pouvait plus être obtenu à partir du modèle de référence utilisé en 2007. Comme indiqué précédemment, l'analyse rétrospective utilisant un modèle de production de biomasse regroupée, appliqué en supprimant séquentiellement les années de données les plus récentes (**Figures 19 et 27**), présentait un résultat cohérent avec les résultats d'ASPM de 2007, ce qui porte à croire que la dynamique importante du stock de germon de l'Atlantique Sud pourrait raisonnablement être capturée dans des applications du modèle de production non structuré par âge et que les applications de ce modèle pourraient être appliquées à l'avis de gestion, comme cela est courant pour les autres stocks relevant de l'ICCAT.

## 7.2 Méditerranée

### 7.2.1 Analyse de la courbe de capture par tailles (LCC)

En ce qui concerne la méthode LCC, les estimations de  $Z$  sont détaillées dans le **Tableau 22** et la tendance est présentée à la **Figure 28**.

Quatre vecteurs de sélectivité, reposant également sur l'analyse LCC et représentatifs des tendances de la pêche du germon de la Méditerranée pour les séries temporelles disponibles de prise (1977, 1984, 1987-2008, 2009), ont été estimés. Les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  pour la fonction de sélectivité logistique ajustée pour chaque période sont consignés dans le **Tableau 13** et la **Figure 29**.

### 7.2.2 Production par recrue fondée sur la taille

Le **Tableau 23** et les **Figures 30 et 31** présentent les sensibilités des niveaux de référence de la production par recrue (YPR) et du pourcentage de reproduction par recrue (SPR) à la gamme de sélectivités et aux postulats de

mortalité naturelle ( $M$ ) utilisés dans l'analyse du germon de la Méditerranée. De manière générale, les courbes de la YPR présentent un sommet plat et peuvent ne pas présenter de niveau maximum bien déterminé. Les schémas de croissance qui intègrent des poissons plus grands que Linf de Megalofonou (2000) dans l'analyse donnent lieu à des estimations plus élevées de YPR (conduisant à des rendements plus élevés possibles pour un niveau de recrutement donné) et la baisse des niveaux de référence de  $F$  pour le même vecteur de sélectivité. De même, un  $M$  postulé comme étant plus faible donne lieu à un niveau de référence de  $F$  plus faible pour les mêmes vecteurs de sélectivité. La sensibilité à  $M$  est généralement plus curviligne pour les  $F$  de référence pour SPR que pour les  $F$  de référence pour YPR étant donné que la biomasse reproductrice est une fonction puissante de la longueur. L'incertitude entourant  $M$  et la croissance et, compte tenu de la sensibilité des points de référence à la variabilité de ces paramètres du cycle vital, a conduit le groupe de travail à adopter un  $M$  postulé comme un indice approchant provisoire de  $F_{PME}$  dans ce cas, tant que des informations supplémentaires ne sont pas disponibles pour établir des estimations plus robustes.

L'application de cet indice approchant à l'analyse de la courbe de capture par tailles (**Tableau 22** et **Figure 28**) donne lieu à une perspective de série temporelle de  $F$  estimé par rapport à  $M$ , tel que présenté à la **Figure 32** qui indique plusieurs stances dans les données disponibles et  $F$  aurait pu être nettement supérieur au  $F_{PME}$  approchant, ce qui correspond généralement à des périodes pendant lesquelles des prises élevées sont déclarées.

### 7.2.3 BSP

Les résultats du modèle BSP de la Méditerranée étaient compatibles les uns avec les autres et présentaient tous une population qui n'avait pas été significativement épuisée depuis le début de la pêche (**Figures 33-35, Tableau 16**). Ce résultat concorde avec le fait que les séries de CPUE sont extrêmement variables et ne présentent pas de tendance claire au fil du temps (**Figure 36**). Tous les scénarios du modèle contenant un prior informatif pour  $r$ , notamment celui calculé avec une gamme de valeurs de  $M$  plus faible, estimait des distributions postérieures similaires pour  $r$ , avec une moyenne supérieure à la distribution postérieure (**Figure 37**). Dans l'analyse de sensibilité selon laquelle un prior non informatif a été utilisé pour  $r$ , le modèle a estimé une valeur très élevée de  $r$  (**Figure 37**), ce qui a permis au modèle d'ajuster l'augmentation de la série des palangriers grecs et espagnols des dernières années (**Figure 36**). Ces résultats du modèle sont très incertains. Si les données de prise de Tâche I sont incomplètes, il est probable que les estimations du modèle de l'état actuel soient biaisées. En outre, les séries de CPUE disponibles sont pour la plupart très courtes et les séries ne se chevauchent que très légèrement dans le temps. Ainsi, elles peuvent ou non caractériser avec précision la dynamique de la biomasse du germon de la Méditerranée. Le modèle ajuste une tendance plane tout au long de la série de CPUE, qui ne pouvait être ajustée qu'en estimant une biomasse de départ très élevée, de l'ordre de 300.000 t, ce qui pourrait ne pas être plausible.

## 8. Projections

### 8.1 Atlantique Sud

#### 8.1.1 BSP

Le modèle logistique de pondération égale a donné à penser que le quota devrait être réduit à 15 000 t afin que la population puisse se rétablir à  $B_{PME}$  (**Tableau 24**). Les quotas allant jusqu'à 25 000 t étaient durables selon le modèle logistique de pondération par prise. Les modèles équivalents de Fox étaient un peu plus optimistes, en partie car la  $B_{PME}$  est inférieure à la biomasse non exploitée. En général, les quotas de 20.000 t ou moins permettraient à la population de rester stable ou d'augmenter, avec une probabilité relativement élevée. La **Figure 38** présente les diagrammes de Kobe pour les différents scénarios de BSP. En ce qui concerne BSP n°1 et n°12, la majorité s'achève dans la zone « rouge », tandis que pour 13 et 4 sont plus présents dans la zone « verte ».

#### 8.1.2 ASPIC

À l'instar du modèle BSP, les projections du modèle ASPIC incluaient le report des prises de 2009 aux années 2010 et 2011, suivi par les cinq niveaux de prise constante décrits ci-dessus. Les résultats de ces projections sont détaillés à la **Figure 38** qui présente la trajectoire de la médiane des différents scénarios de prise constante. Ces résultats indiqueraient que les prises dépassant 25 000 t donneraient lieu à l'épuisement des ressources après 15 ans, selon presque tous les scénarios du modèle. De manière générale, les scénarios postulant des séries de CPUE non pondérée sont plus pessimistes que les séries de CPUE pondérée et le modèle Fox donne lieu à des projections plus optimistes pour que la population se situe dans la zone « verte ».

### 8.1.3 Résultats des modèles combinés

La **Figure 39** et le **Tableau 25** présentent la matrice de la stratégie de Kobe pour les 4 modèles ASPIC et les 4 modèles BSP combinés. La matrice présente la probabilité que le stock se situe à  $B \geq B_{PME}$  et  $F \leq F_{PME}$  (à savoir, la zone « verte » de la **Figure 38**) par année pour chacun des niveaux du TAC. Les probabilités correspondent aux moyennes des 4 scénarios du modèle Aspici et des 4 scénarios du modèle bayésien de production excédentaire. Il est important de relever que bien que l'avis soit intégré dans un diagramme, les postulats et les paramétrisations des modèles utilisés pour calculer ce tableau sont parfois très différents. Malheureusement, étant donné qu'aucune information n'est disponible permettant de savoir quel modèle ou quel scénario de modèle est le plus plausible, les résultats ont été combinés afin de fournir un avis pour la prise de décision. De manière générale, l'avis peut être considérablement amélioré par l'ajout de données biologiques améliorées, ce qui réduira les différences entre les résultats obtenus à partir des différents modèles qui sont le fait des paramètres d'entrée (tels que B1/K, M, maturité, etc.)

## 9. Recommandations

### 9.1 Recherche et statistiques

Le groupe a recommandé de poursuivre les travaux visant à intégrer les différents essais d'estimation de la croissance du germon de la Méditerranée. Dans la mesure du possible en incluant les jeux de données originaux dans les différents travaux publiés jusqu'à présent. Il a également été rappelé qu'il était nécessaire de réaliser davantage de recherche sur les paramètres de base du cycle vital et sur l'écologie du germon de la Méditerranée.

Il a été recommandé d'étudier plus en profondeur la nature et l'ampleur des prises historiques des madragues de germon dans le Sud du Portugal, ainsi que les implications que cela pourrait avoir sur la structure postulée du stock. De manière générale, une recherche plus intensive sur la structure du stock dans la zone du détroit de Gibraltar (la limite entre l'Atlantique Nord et la Méditerranée) est recommandée.

Il est recommandé de poursuivre les simulations testant des méthodes alternatives (découpage, Kimura Chikuni, autres méthodes statistiques, etc.) afin de convertir la prise par taille (CAS) en prise par âge (CAA).

Le groupe a fait remarquer que des informations sur quelques pêcheries de germon (par exemple, FAO, CGMP, Eurostat) existent et n'ont pas été saisies dans la base de données de l'ICCAT. De plus, le groupe a observé que quelques jeux de données présentaient des spécimens déclarés trop petits (<30 cm en 2009) ou trop grands (>150 cm), ou des prises importantes d'engins « non classifiés ». Le groupe a insisté sur la nécessité d'obtenir des données complètes et précises de Tâche I et de Tâche II des principales pêcheries ciblant le germon dans l'Atlantique et la Méditerranée afin d'être en mesure de formuler un avis de gestion adéquat. Il a donc été recommandé que toutes les CPC s'efforcent de réviser les informations disponibles et les soumettent à l'ICCAT, dans le respect des formats de l'ICCAT, avant la prochaine évaluation.

Plusieurs pays réalisant d'importantes pêcheries de germon n'ont pas été représentés lors de la réunion d'évaluation des stocks, ce qui limite la capacité du groupe de revoir correctement les données, de reproduire plus facilement les évaluations et de garantir la continuité de la formulation de l'avis de gestion et/ou d'appliquer d'autres approches de modélisation. Afin de surmonter cette limitation, le groupe recommande que les CPC déploient davantage d'effort afin de contribuer et de participer aux réunions du groupe de travail.

### 9.2 Recommandations de gestion

#### 9.2.1 Atlantique Sud

La plupart des scénarios indiquent que le stock du germon de l'Atlantique Sud est surexploité et fait l'objet de surpêche. Des projections indiquent que la prise au niveau du TAC actuel (29 000 t) accentuerait la diminution du stock. Toutefois, si les prises demeurent au niveau de ces dernières années, il existe plus de 50 % de probabilités que le stock se rétablisse dans cinq ans, et plus de 60 % de probabilités de le faire dans dix ans. Il est donc recommandé de ne pas augmenter le volume des prises au-delà de 20.000 t. Une réduction supplémentaire de la prise permettrait d'augmenter la probabilité de rétablissement dans ces délais.

#### 9.2.2 Méditerranée

Les informations disponibles sur l'état du stock du germon de la Méditerranée indiquent un schéma relativement stable de la biomasse du germon au cours des dernières années. Malheureusement, le SCRS ne dispose que d'une

quantité très restreinte d'informations pour réaliser une caractérisation quantitative solide de l'état de la biomasse par rapport aux objectifs de la Convention. Alors que des données supplémentaires permettant de remédier à ce problème pourraient exister au niveau des CPC, notre capacité à formuler un avis de gestion quantitatif sera sérieusement entravée tant que ces données ne sont pas mises à notre disposition, soit en récupérant des données historiques ou en créant des programmes adéquats de collecte de données du suivi des pêches. Les niveaux récents des taux de mortalité par pêche semblent avoir diminué par rapport à ceux du début des années 2000 (**Figure 32**), qui étaient probablement supérieurs à  $F_{PME}$ , et pourraient maintenant se situer approximativement à ce niveau ou à un niveau inférieur. Cependant, une grande incertitude demeure à ce sujet et c'est pour cette raison que la Commission devrait mettre en place des mesures de gestion visant à limiter l'augmentation de la prise et de l'effort ciblant le germon de la Méditerranée.

## 10. Autres questions

Le groupe s'est dit préoccupé par le faible niveau de participation des scientifiques des CPC. Cette question d'importance, largement débattue par le groupe de travail sur l'organisation du SCRS et soulignée dans ses recommandations, était particulièrement notable à la présente réunion à laquelle seules cinq Parties contractantes et une seule Partie, Entité ou Entité de pêche non-contractante coopérante étaient représentées. Étant donné que le groupe procédait à l'évaluation de deux stocks (germon de l'Atlantique Sud et de la Méditerranée), le nombre de CPC impliquées directement dans chacun de ces stocks a été réduit à trois et deux respectivement. Cette situation était encore pire, car, dans le cas du stock de l'Atlantique Sud, seuls quelques participants ayant pris part à l'évaluation précédente ont assisté à la réunion. Dans le cas du stock de la Méditerranée, la participation de scientifiques possédant de solides connaissances en matière de pêcheries est cruciale lorsqu'un stock est évalué pour la première fois. Ces circonstances se sont traduites par une charge de travail pour quelques scientifiques et pour le Secrétariat qui a assumé, outre les tâches de préparation, un volume considérable du travail d'évaluation.

## 11. Adoption du rapport et clôture

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

## Références

- Anon. 2008a, Report of the Ad Hoc Meeting to Prepare Multifan-CL Inputs for the 2008 Albacore Assessment (Madrid, Spain, March 12 to 14, 2007). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(3): 597-696.
- Anon. 2008b, Report of the 2007 Albacore Stock Assessment Session (Madrid, Spain, July 5 to 12, 2007). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(3): 697-815.
- Anon. 2011, Report of the 2010 ICCAT Mediterranean Albacore Data Preparatory Meeting (Madrid, Spain, June 28 to July 2, 2010). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 1809-1856.
- Arena, P., Potoschi, A. and Cefali, A. 1980, Risultati preliminari di studi sull'età, l'accrescimento a la prima maturità sessuale dell'alalunga *Thunnus alalunga* (Bonn., 1788) del Tirreno. Mem. Biol. Mar. Ocean., 10.
- Akyol, O. and Ceyhan, T. 2012, Moon phase's influence on CPUE of Turkish albacore gillnet fisher Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 499-502.
- Bard, F.X. 1981, Le ton germon (*Thunnus alalunga* Bonaterre 1788) de l'Océan Atlantique. De la dynamique des populations à la stratégie démographique. Thèse de Doctorat d'Etat et Sciences Naturelles. University Pierre et Marie Curie. Paris. 336 pp.
- Ceyhan, T., Akyol, O. and Ortiz de Urbina, J.M. 2012, Factors affecting Mediterranean albacore (*Thunnus alalunga* Bonaterre, 1788) catch rates from the Turkish gillnet fleet, 2010-2011. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 496-498.
- Chen, S. and Watanabe, S. 1988, Age dependence of natural mortality coefficient in fish population dynamics. Nippon Suisan Gakkaishi, 55(2): 205-208.
- Di Natale, A., Mangano, A., Potoschi, A. and Valastro, M. 2011. Albacore (*Thunnus alalunga*) fisheries in the Tyrrhenian Sea and in the south-central Mediterranean: Fishery pattern, size frequencies, length-at-age, CPUEs. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 1897-1912.
- Froese, R. and Pauly, D. 1997, FishBase 97: Concepts, design and data sources. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila.

- Gabr, M. and El-Haweet, A.E. 2010, Pelagic longline fishery for albacore, *Thunnus alalunga* in the Mediterranean Sea, Egypt, pp 7-8 in:GFCM: SAC13/2011/Inf.20, Report of the transversal workshop on selectivity improvement, by-catch reduction and alternative gears. Alexandria, Egypt, 25-27 October 2010.
- Gedamke, T., and Hoenig, J.M. 2006, Estimating Mortality from Mean Length Data in Nonequilibrium Situations, with Application to the Assessment of Goosefish (*Lophius americanus*). Trans. Amer. Fish. Soc. 135:476-487.
- Kimura, D. and Chikuni, S. 1987. Mixtures of empirical distributions: an interactive application of the age-length key. Biometrika 43, 23-35.
- Lee, L.K. and Yeh, S.Y. 2007, Age and growth of South Atlantic albacore – a revision after the revelation of otolith daily ring counts. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(2): 443-456.
- Macías, D., García, Gómez-Vives, M<sup>a</sup>.J., Benjumea M<sup>a</sup>.E., Saber, S., Godoy, D. and Báez, J.C. 2010, Catch Rates of albacore (*Thunnus alalunga*) from the Spanish recreational fishery in the Balearic Sea (Mediterranean Sea), 2004-2009. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1456-1460.
- Marano, G., De Zio, V., Pastorelli, A., Rositani, L. and Ungaro, N. 2005, Drifting longline fishery in the southern Adriatic Sea (GFCM Geographical Sub-Area 18). In AdriaMed. 2005. Adriatic Sea Small-scale Fisheries. Report of the AdriaMed Technical Consultation on Adriatic Sea Small-Scale Fisheries. Split, Croatia, 14th – 15th October 2003. FAO-MiPAF Scientific Cooperation to Support Responsible Fisheries in the Adriatic Sea. GCP/RER/010/ITA/TD15. AdriaMed Technical Documents, 15: 184 pp.
- Megalofonou, P. 1990, Size distribution, length-weight relationships, age and sex of albacore (*Thunnus alalunga*) in the Aegean Sea. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 33: 154-162.
- Megalofonou, P. 2000, Age and growth of Mediterranean albacore. J Fish Biol. Vol. 57, pp. 700-715
- Ortiz de Urbina, J., Macías, D., De la Serna, J.M., Báez, J.C., García, S., Gómez-Vives, M<sup>a</sup>.J. and Saber, S. 2012, Standardized CPUE of albacore (*Thunnus alalunga* Bonnaterre, 1788) caught by the Spanish surface longline in the western Mediterranean. 2004- 2010. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 569-572.
- Pauly, D. 1980, On the interrelationships between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. J. Cons. CIEM, 39 (2):175-192.
- Penney, A. 1994, Morphometric relationships, annual catch-at-size for South African-caught South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 42(1): 371-382.
- Porch, C.E., Wilson, C.A., Nieland, D.L. 2002, A new growth model for red drum (*Sciaenops ocellatus*) that accommodates seasonal and ontogenetic changes in growth rates. Fish Bull (Wash DC), 100: 149-152
- Quelle, P., Ortiz de Zárate, V., Luque, P.L., Ruiz, M., Valeiras, X. 2011, A review of Mediterranean albacore (*Thunnus alalunga*) biology and growth studies. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 1882-1896.
- Rademeyer, R.A., Plaganyi, E.E. and Butterworth, D.S. 2007, Tips and tricks in designing management procedures. ICES Journal of Marine Science, 64: 618-625.
- Tserpes, G. and Peristeraki, P. 2012, Albacore catch rate variations in the Greek drifting longline fisheries. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 492-495.

# INFORME DE LAS SESIONES DE EVALUACIÓN DE LOS STOCKS DE ATÚN BLANCO DEL MEDITERRÁNEO Y DEL ATLÁNTICO SUR DE ICCAT DE 2011

(Madrid, España -25 a 29 de julio de 2011)

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

La reunión se celebró en la Secretaría de ICCAT, en Madrid, del 25 al 29 de julio de 2011. La Dra. Pilar Pallarés, en nombre del Secretario Ejecutivo de ICCAT, inauguró la reunión y dio la bienvenida a los participantes (el Grupo de trabajo).

El Dr. Haritz Arrizabalaga y D. José María Ortiz de Urbina (UE-España), relatores del atún blanco del Atlántico y del Mediterráneo, copresidieron la reunión. El Dr. Arrizabalaga dio la bienvenida a los participantes en la reunión y señaló que, durante la reunión, se evaluaría por primera vez el stock de atún blanco del Mediterráneo. El Dr. Arrizabalaga procedió a revisar el Orden del día que fue adoptado sin cambios (**Apéndice 1**).

La Lista de participantes se incluye en el **Apéndice 2**. La lista de documentos presentados a la reunión se adjunta como **Apéndice 3**. Los siguientes participantes actuaron como relatores:

P. Pallarés	Puntos 1 y 11
T. Ceyhan	Punto 2
M. Ortiz y C. Palma	Puntos 3 y 4
M. Pons y S. Saber	Puntos 5.1 y 5.2
H. Agrelli y B. Babcock	Punto 6.1 y 6.2
P. de Bruyn, B. Babcock y L. Kell	Punto 7.1-8.1 y 7.2-8.2
G. Scott y H. Arrizabalaga	Punto 9
J.M. Ortiz de Urbina	Punto 10

## 2 Datos biológicos, lo que incluye información de marcado

La **Tabla 1** refleja los parámetros biológicos actualmente asumidos para los stocks de atún blanco del Sur y del Mediterráneo. Durante la reunión del GT se presentó nueva información sobre parámetros biológicos diferentes que se utilizó en los análisis de sensibilidad o se incorporó como información previa de algunos de los análisis llevados a cabo por el GT.

### 2.1 Crecimiento

Se han realizado diversos estudios de crecimiento del atún blanco del Mediterráneo utilizando partes duras (Quelle *et al.*, 2011). La **Tabla 2** (adaptada de Quelle *et al.*, 2011) resume la información disponible para describir el crecimiento del atún blanco del Mediterráneo. Es evidente que los diferentes estudios reflejan rangos de talla y edad algo diferentes y que ningún estudio abarca todo el rango de tallas capturadas en el Mediterráneo (**Figura 1**). Con el fin de examinar las implicaciones de patrones de crecimiento subyacentes posiblemente diferentes en comparación con la curva de crecimiento de Megalofonou (2000) adoptada por el SCRS para las evaluaciones de stock, el Grupo de trabajo decidió considerar un modelo de crecimiento que incorporara todos los datos disponibles. Dado que no se disponía de tallas de peces individuales ni de edades decimales de los diversos estudios, se llevó a cabo una primera aproximación. Se calculó una talla media por edad (ponderada por el tamaño de la muestra) (**Tabla 2**) y se ajustaron diversas funciones de crecimiento a los datos. En la **Tabla 3** se presentan las estimaciones de parámetros para los modelos aplicados a estos datos.

Se utilizó un modelo von Bertalanffy 2K (Porch *et al.*, 2002) para explicar el patrón en las tallas medias ponderadas a una edad entera entre todos los datos disponibles. Esta formulación del modelo ha sido aplicada a stock que demuestran patrones de crecimiento estacionales u ontogenéticos, como podría esperarse para una especie que demuestra crecimiento sexualmente dimórfico. Aunque el modelo de crecimiento de Megalofonou se aproxima al patrón de la **Tabla 2** (**Figura 2**), tiende a subpredecir las expectativas de crecimiento por edad para los peces pequeños entre todos los datos de la **Tabla 2** y a sobrepredecir la talla por edad prevista entre los datos de la **Tabla 2** para los peces más grandes. Para los peces de más de 65 cm FL, el modelo de Megalofonou predice un descenso más rápido en la talla por edad de lo que lo hace el ajuste de von Bertalanffy 2K (**Figura 3**) debido a una K estimada más elevada y a una  $L_{inf}$  estimada inferior en comparación con el von Bertalanffy 2K



más allá de la edad crítica de aproximadamente 1,25 años. La aplicación de estos modelos para determinar la edad de la captura por talla produce diferencias que el GT decidió evaluar más adelante.

Respecto al atún blanco del Atlántico sur, un exhaustivo estudio basado en 344 lecturas de espinas de atunes blancos de entre 51 y 130 cm FL y 125 lecturas de vértebras de entre 81 y 117 cm L produjo los siguientes estimaciones de parámetros de crecimiento de von Bertalanffy:  $L_{\infty} = 147,5$ ;  $k = 0,126$ ;  $t_0 = -1,89$  (Lee y Yeh, 2007). Esta es la curva de crecimiento utilizada por el Grupo de trabajo para evaluar el atún blanco del Atlántico sur.

## **2.2 Madurez**

Se asumió que el vector de madurez para el atún blanco del Atlántico sur era de un 50% de madurez a la edad 5 y madurez completa a la edad 6 y posteriores (Anon. 2008).

Los conocimientos sobre madurez para el stock del Mediterráneo se describen en un estudio llevado a cabo con muestras obtenidas entre 1978 y 1980 en el mar Tirreno. Los hallazgos son que el 50% de los atunes blancos de 2 años con una talla a la horquilla media de 66,3 cm eran sexualmente maduros (Arena *et al.*, 1980). El documento SCRS/2011/117 presentaba un enfoque de un análisis de la curva de captura basándose en datos de la pesquería de recreo española para la estimación de la curva de madurez. La  $L_{50}$  (talla en el 50% de madurez) para el atún blanco del Mediterráneo se estimó en 63,13 cm, lo que es muy cercano a la estimación previamente comunicada por Arena *et al.* (1980) pero se corresponde con la edad 3 de acuerdo con la ecuación de crecimiento de Megalofonou (2000).

El documento SCRS/2011/113 presentaba nuevos datos sobre la composición por tallas y sexos del atún blanco, *Thunnus alalunga*, en el Atlántico sudoccidental. De los individuos observados, 5.340 (58% del total) fueron medidos en buques con pabellón de Uruguay. La FL mínima registrada entre 1998 y 2010 era de 60 cm y la máxima de 128 cm, con una media total de  $94 \pm 9,0$  cm. De los 5.340 ejemplares medidos, se determinó el sexo del 48%. La talla media para las hembras era de  $95,8 \pm 8,1$  cm (rango: 69-122 cm) y para los machos era de  $95,4 \pm 8,7$  cm (rango: 61-123 cm). La proporción de sexos era de 1.1 macho por hembra. Respecto a los buques con pabellón japonés que operaron en aguas de Uruguay entre 2009 y 2010, el número de ejemplares medidos fue de 41.397. La FL media fue de  $97,0 \pm 8,8$  cm (rango: 42,5-124 cm). La flota japonesa capturó ejemplares más grandes que la flota uruguaya y esta diferencia podría deberse a la profundidad a la que se cala el palangre, lo que sugiere una mayor proporción de ejemplares más grandes a mayor profundidad. Asimismo, los resultados observados en relación con la distribución espacial-temporal del atún blanco son coherentes con los comunicados para el Atlántico sudoccidental y en línea con las teorías existentes sobre posibles patrones migratorios del atún blanco del Sur.

Además, el documento SCRS/2011/124 presentaba la reproducción del atún blanco, *Thunnus alalunga*, capturado por la flota de palangre brasileño en el Atlántico sudoccidental. Desde 2005 a 2010, se muestrearon 370 machos (97-138 cm FL) y 365 hembras (89-128 cm FL) para un análisis histológico de gónadas con el fin de asignar etapas de desarrollo de la maduración a los ejemplares capturados por los palangreros atuneros brasileños en el Atlántico sur. La proporción de sexos era cercana a 1 todo el año, con una proporción total de 1,1♀:1♂ en 407 hembras y 376 machos. Las clases de talla de los machos variaban entre 96 y 138 cm FL y eran más frecuentes en las clases más grandes ( $> 114$  cm FL). Las hembras variaban entre 89 y 128 cm FL y eran más frecuentes en las clases más pequeñas. La temporada de desove parece producirse desde septiembre hasta marzo incluido, cuando el índice GI es elevado. Durante este periodo se hallaron hembras con ovarios llenos de oocitos hidratados y algunos folículos post-ovulatorios y machos con diferentes vasos llenos de esperma. La primera madurez sexual era a los 92 cm FL para las hembras y a los 100 cm FL para los machos. Las estimaciones de fecundidad por lote de puesta están entre 0,5 y 1,2 millones de huevos. Las distribuciones de frecuencia de los diámetros de los oocitos presentan modas de desove por lote de puesta. Los resultados confirman la hipótesis de que el atún blanco desova en aguas frente a la costa de Brasil.

## **2.3 Mortalidad natural**

Se asumió que la mortalidad natural era constante e igual a 0,3 para todas las clases de edad tanto para el stock de atún blanco del Atlántico sur como para el stock del Mediterráneo. En el caso del atún blanco del Mediterráneo, se exploraron diferentes enfoques para obtener un valor objetivo para M; la aplicación de la fórmula de Pauly (1990) produjo un valor de 0,456 mientras que la fórmula Froese y Pauly (1997) proponía un valor de 0,420. El enfoque de Chen y Watanabe (1988) proporcionaba el siguiente vector de M para las edades 1 a 7: [0,567, 0,446, 0,382, 0,396, 0,456, 0,537, 0,654].

## **2.4 Otra información**

El GT fue informado sobre la recuperación de registros de captura de las almadras portuguesas que se remontan a finales del siglo XIX e incluían algunas capturas importantes de atún blanco. Estos episodios podrían indicar una migración potencialmente importante del atún blanco desde el Atlántico norte al Mediterráneo, lo que estaría en desacuerdo con el supuesto aceptado actualmente de que el stock del Mediterráneo es totalmente independiente del stock del Atlántico norte. El GT recomendó que se revise urgentemente la estructura del stock de atún blanco tanto del Atlántico como del Mediterráneo.

### 3 Examen de la información básica

Al inicio de la reunión, la Secretaría presentó la información más actualizada de Tarea I y Tarea II (captura y esfuerzo y muestras de talla) para los stocks de atún blanco del Sur (ALB-S) y del Mediterráneo (ALB-M), para el periodo 1950 hasta 2010. Para obtener una perspectiva resumida de la disponibilidad de datos, los catálogos correspondientes se prepararon durante la reunión y se presentaron al grupo (ALB-S en la **Tabla 4** y ALB-M en la **Tabla 5**). Cubren solo el periodo de 1980-2010, pero está disponible la misma información previa petición (si es necesario, con más detalle) en la Secretaría.

#### 3.1 Tarea I (capturas)

La tabla resumen de Tarea I de atún blanco (que contiene las capturas de los tres stocks de atún blanco) se presenta en la **Tabla 6**. La distribución geográfica (por cuadrículas de 5 x 5) por década y arte principal (fuente CATDIS, versión 2011.05) de las capturas de Tarea I de atún blanco en la zona del Convenio de ICCAT se presenta en la **Figura 4**.

##### 3.1.1 Atlántico sur

La serie de captura de Tarea I de ALB-S fue revisada para todo el periodo (1950 a 2010). Dado que solo unos pocos países habían comunicado información de captura provisional para 2010 (Belice, Taipei Chino, UE-España, UE-Francia, Filipinas y Uruguay), el Grupo acordó utilizar solo la información disponible hasta 2009. No se identificaron grandes cambios a la serie de captura de Tarea I de ALB-S aparte de pequeñas y esperadas variaciones en 2009 (3 años más recientes y provisional). Las capturas totales acumuladas por arte principal y año se muestran en la **Figura 5**.

##### 3.1.2 Mediterráneo

Tras la reunión de preparación de datos para el stock de ALB-M de 2010 (Anon., 2011), se revisó de nuevo la serie de captura de Tarea I, pero no se identificaron cambios importantes. Las capturas provisionales de 2010 del Mediterráneo se consideraron en la evaluación porque las capturas de las CPC que pescan más activamente estaban disponibles (UE-España, UE-Grecia, UE-Italia, Marruecos con captura cero y Turquía) al inicio de la reunión.

El GT las examinó y recomendó los siguientes ajustes (es necesaria la disgregación por arte) a la serie de captura histórica:

- a) La cifra de captura del Mediterráneo de 2003 de UE-Italia de 6.912 t (identificada durante la reunión de preparación de datos de ALB-M como sobrestimada debido a la mezcla de varias especies) fue reestimada en 3.943 t (una reducción de 2.969 t). Esta corrección tuvo en cuenta el peso de los peces en las frecuencias de talla de los conjuntos de datos con peces grandes (InProcID = 6523 del arte "UN").
- b) A partir de un análisis comparativo entre las capturas de atún blanco de EUROSTAT y las de Tarea I de ICCAT en el Mediterráneo, se identificó que una serie (1957-1969) de la flota turca no había sido comunicada en la Tarea I. Esta serie de captura se utilizó en alguno de los análisis de sensibilidad.
- c) Había también diferencias en el periodo reciente (2003 en adelante) para algunas CPC (UE-Chipre, UE-Grecia, UE-Italia y UE-Malta).

La **Figura 6** presenta el total acumulado de capturas de Tarea I por arte principal y año (diagrama de barras) y las mejores estimaciones del Grupo de las capturas totales para el stock de atún blanco del Mediterráneo (línea sólida gruesa), incluyendo los ajustes detallados más arriba. El Grupo señaló que UE-Italia y Turquía deberían

esforzarse en verificar e incorporar estas capturas revisadas/faltantes en la base de datos oficial de Tarea I, utilizando los procedimientos estándar del SCRS para los cambios históricos de Tarea I.

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

#### **3.2.1 Atlántico sur**

El catálogo de ALB-S (**Tabla 4**) muestra que la información de Tarea II es, con algunas excepciones, muy incompleta para los datos tanto de captura y esfuerzo como de talla. Entre las pesquerías más importantes, la información de talla es incompleta para las pesquerías de cebo vivo de Brasil y UE-Portugal y para las pesquerías de palangre de UE-España, Corea, Uruguay y Filipinas. El Grupo recomendó que se identifique la disponibilidad de estos conjuntos de datos de Tarea II históricos y se recuperen para su inclusión en futuras evaluaciones.

La información sobre 2010 de Tarea II es muy incompleta y solo la han comunicado Belice, Filipinas, Uruguay y Taipei Chino. Cuatro de las CPC que pescan más activamente ALB-S (Sudáfrica, Namibia, Brasil y Japón) no han comunicado aún la Tarea II para 2010, por lo que 2010 no se utilizó en la evaluación.

#### **3.2.2 Mediterráneo**

El catálogo de ALB-M de Tarea I frente a Tarea II (**Tabla 5**) muestra que la información de Tarea II es realmente escasa e incompleta para los datos de captura-esfuerzo y de talla. A excepción de las flotas de BB, LL y TR españolas y de la de LL de UE-Chipre en años recientes, existe muy poca y por lo general muy escasa información para las flotas italianas (LL, PS y GN), las flotas griegas (LL, HL), turcas (GN, PS) y francesas (PS, SP).

El Grupo identificó dos conjuntos de datos de captura, esfuerzo y talla disponibles en los informes científicos y en la bibliografía que no están actualmente en la bases de datos de ICCAT. El primero (Marano *et al.*, 2005) contiene información de talla para la flota de palangre de deriva italiana que pesca en el Adriático (1990 y 2000). El segundo, un documento científico (Gabr y El-Haweet, 2010) contiene aproximadamente 1600 mediciones de talla de atún blanco en las flotas de palangre egipcio de Alejandría.

Además, hay un documento actualizado del SCRS (Di Natale *et al.*, 2011) que informa sobre las capturas italianas de atún blanco en el mar Tirreno (2003, 2005 y 2007) y en el Mediterráneo central-sur (2004 a 2007) con información sobre captura, talla, edad y proporción de sexos. No está claro si estas muestras han sido comunicadas oficialmente a ICCAT (y por lo tanto están incluidas en la base de datos de ICCAT). El Grupo solicitó a la Secretaría que hiciera un análisis comparativo entre esta información y las muestras de talla italianas para su inclusión en la base de datos de ICCAT.

## **4 Captura por talla (CAS) y captura por edad (CAA)**

### **4.1 Estimaciones de CAS para el stock meridional**

La composición por tallas de las capturas (CAS) solo se estimó para el ALB-S (no se intentó estimar la CAS para los stocks del Mediterráneo debido a la poca información disponible de muestreo de tallas). Con el fin de incorporar todas las revisiones de talla realizadas desde la última evaluación (en particular de Japón, 1992 a 2007), la Secretaría revisó todas las estimaciones de CAS para el atún blanco para el periodo 1975-2010 para el stock del Sur. Las tablas de sustitución utilizadas para revisar el periodo 1975-2005 (2004 y 2005 recalculados íntegramente) y para crear la CAS de años recientes (2007-2009) están disponibles en la Secretaría de ICCAT. Como se ha indicado anteriormente, 2010 fue descartado debido a los pocos datos de talla presentados para 2010. Las normas de sustitución adoptadas fueron básicamente las mismas utilizadas en pasadas estimaciones de CAS. El Grupo recomendó a los científicos brasileños que intentaran recuperar los datos de talla de cebo vivo de Brasil.

La matriz total de CAS de los stocks del Sur no tiene grandes diferencias en comparación con la utilizada en la última evaluación (Anon. 2008). Aparecen algunas diferencias al comparar las matrices CAS de pesquerías individuales, principalmente debido a actualizaciones de los últimos años facilitadas por las CPC. No obstante, el grupo decidió adoptar las nuevas estimaciones de CAS (**Figura 7**).

La ratio de sustituciones de CAS (cantidad de capturas de Tarea I sin información de talla) para el ALB-S se

presenta en la **Figura 8**. Estos ratios de sustitución han oscilado entre el 5% y el 30% en las dos últimas décadas, con un aumento de hasta el 35% en 2009 (previsto en años recientes). Al observar la información sobre tallas disponible, la mayoría se basa en muestras de talla, siendo Japón la única CPC que comunica ambos tipos de datos de talla (muestras de talla y estimaciones de CAS).

#### 4.2 Estimaciones de CAA

Desde la última evaluación, la Secretaría es responsable de producir las estimaciones de captura por edad (CAA) para los stocks de atún blanco, aplicando el algoritmo de Kimura-Chikuni (KC) (Kimura *et al.* 1987). La implementación del software y los algoritmos de KC fueron actualizados utilizando una función R de A. Murtua (<http://albertomurta.wikispaces.com/file/detail/Kimura-Chikuni-1987.R>) (**Apéndice 4**). Se realizaron varias pruebas con el programa, incluyendo:

- a) Evaluar el efecto del valor de épsilon (valores de corte entre iteraciones) para evaluar si el modelo llegaba a una solución robusta. En esta prueba fueron evaluados valores de épsilon entre 0,1 y 1E-9. Se concluyó que valores de épsilon de 1.e-5 a 1/ e-6 ofrecerían resultados coherentes, a la vez que restringen el número de iteraciones requerido.
- b) Evaluar el efecto de añadir un pequeño valor constante positivo a las celdas de talla que tienen 0 observaciones para estimar la CAA para un rango coherente de tallas (40-140 cm en el caso del atún blanco del Sur), cuando algunos intervalos de talla no tienen muestras. Añadir un valor pequeño (0,01 o menos) no tiene efecto en la asignación de la distribución de edades.
- c) Prueba de comparación con las estimaciones de 2007. En total, los números de peces eran los mismos para todas las edades y la distribución porcentual por edad era muy similar, con menos de un 2% de diferencia media entre las distribuciones de edad.
- d) Una comparación con el método Ageit (filo de cuchillo basado en incrementos de crecimiento por mes) utilizado en la evaluación de 2010 de atún rojo mostraba también pequeñas diferencias.

Una vez probado, el GT acordó utilizar este programa para convertir la CAS a CAA para el stock de atún blanco del Sur. El GT recomendó también llevar a cabo más pruebas de simulación en el futuro con enfoques alternativos para determinar la edad de la CAS.

##### 4.2.1 Stock del Sur

Para el KC, las entradas fueron: a) CAS por flota (categorías de flota ASPM), año y trimestre. Los números de peces por intervalo de tallas (40 cm a 140 cm por intervalo de talla de 1 cm); b) probabilidad de talla por edad estimada a partir del modelo de crecimiento de von Bertalanffy (Lee y Yeh, 2007) y utilizando la desviación estándar de talla por edad del stock de atún blanco del Norte. La probabilidad de talla por edad asumía una distribución normal de longitud por edad calculada para cada trimestre del año (medio trimestre) y tomando el 15 de noviembre como fecha de nacimiento.

Las matrices de CAA para el stock del Sur (total y por pesquería principal) se muestran en las **Tablas 7 y 8** y la **Figura 9** muestra diagramas de burbujas del número relativo de peces por año y edad (0 a 10) de las principales pesquerías. Las proporciones por edad y año indican que la mayoría de la captura corresponde a las edades 4 y 5, seguidas de las edades 3, 6, 7 y 8. Este patrón ha sido más o menos coherente a lo largo de todo el periodo. En 1991 y a principios de los años 2000 mostraba una composición por edades relativamente diferente de la captura, con capturas importantes de atún blanco de edad 9. En 1994-1996 se produjo un aumento de las capturas de las edades 2 y 3. Para las pesquerías de palangre, las flotas de Brasil y Uruguay muestran una captura predominante de las edades 5, 6 y 7, mientras que Taipei Chino muestra una mayor variación de la captura por edad, incluyendo peces de edades 2 a 10+. El arte de superficie de cebo vivo presenta capturas predominantemente de edades 2 a 6, con mayores proporciones en las edades 3 y 4.

## 5 Examen de la serie de captura por unidad de esfuerzo

### 5.1 Atlántico sur

Se presentaron al Grupo nuevos datos de la flota de palangre uruguayo (SCRS/2011/114). Se estandarizaron los datos de captura y esfuerzo de 17.903 lances de la flota atunera de palangre uruguayo en el Atlántico sudoccidental, entre 1983 y 2010, utilizando un GLMM con un enfoque Delta lognormal. Las variables

explicativas utilizadas como principales factores y las interacciones de primer orden fueron año, área, trimestre, SST (temperatura de la superficie del mar), tipo de arte (línea madre de monofilamento o multifilamento) y categoría de buque (definido mediante un análisis de conglomerados de K-medias). La serie de CPUE estandarizada de atún blanco capturado por la flota de palangre uruguayo muestra un ligero descenso desde 1983 hasta 2010.

En el documento SCRS/2011/125 se presentaron al Grupo las tasas de captura estandarizada utilizando un modelo mixto de ceros aumentados basado en la distribución Poisson para la flota brasileña. La base de datos contiene información acerca de los lances de palangre llevados a cabo por buques nacionales y fletados entre 1978 y 2010. Los modelos se ajustaron a conjuntos de datos agrupados y conjuntos de datos separados según el pabellón. La captura en número de los peces era la variable de respuesta. El esfuerzo se consideró como compensación. El año y el número de anzuelos por cesta eran las variables explicativas más importantes. En total, había cuatro fases claras en la mayoría de las series temporales estandarizadas: a) valores bajos pero estables antes de 1992, b) una brusca tendencia ascendente a mediados de los 90, c) tendencia descendente hasta 2003 y d) valores bajos pero estables hasta 2010. El Grupo acordó utilizar la tasa de captura estandarizada del conjunto de datos agrupado (todos los pabellones combinados).

Se presentó al Grupo (SCRS/2011/119) la estimación de las CPUE estandarizadas (número de peces capturado por mil anzuelos) del atún blanco del Sur consignadas en los palangreros de Taipei Chino desde 1967 hasta 2010 en estratos por año y trimestre\*año. Factores como el año, trimestre, subárea, efectos de captura fortuita de patudo, rabil y pez espada fueron utilizados para obtener las tasas de captura estandarizadas anualmente. Se utilizó un enfoque GLM asumiendo una distribución de error lognormal. Las CPUE estandarizadas, tanto anual como trimestralmente, indicaban que la abundancia de atún blanco del Sur descendió desde finales de los 60 hasta mediados de los 90, y se estabilizó desde principios de los años 2000 hasta 2010.

La CPUE del palangre japonés fue estandarizada por separado en tres periodos (1959-1969, 1969-1975 y 1975-2005) utilizando dos modelos; uno con una estructura de error lognormal (LN) y el otro con una estructura de error binomial negativa (NB) (SCRS/2011/109). Ambas CPUE estandarizadas descendían durante los 60 y principios de los 70, después las CPUE fluctuaban y no presentaban una tendencia clara. Como en la evaluación de 2007, el Grupo, siguiendo la recomendación de los autores, decidió utilizar las CPUE estandarizadas del modelo NB para los tres periodos para el stock del Sur como índices de abundancia.

Dos series de CPUE estandarizadas (ponderadas por días de pesca) de la pesquería de cebo vivo sudafricana, desde 1985 hasta 1998 y desde 1999 hasta 2010, fueron consideradas para la evaluación. Las tasas de captura estandarizadas para el periodo 1985-1998 (primer periodo) se tomaron de la evaluación previa del atún blanco del Sur (Anon. 2007). Para el periodo de 1999-2010 (último periodo) se presentaron al grupo nuevas tasas de captura estandarizadas (SCRS/2011/121). Se utilizó un modelo lineal generalizado con un supuesto de distribución residual lognormal. Se prepararon dos conjuntos de datos para los análisis. El primero incluía todos los buques atuneros de cebo vivo con capturas de túnidos. El segundo consistía en las capturas realizadas por 40 buques indicadores, que fueron elegidos en base al número de años pescando. Para obtener las CPUE estandarizadas anualmente, se utilizaron las variables año, área, trimestre y distancia a la costa para el primer conjunto de datos y, además, el tipo de buque se consideró en el segundo conjunto de datos. Debido a que la utilización de buques indicadores no mejoró los análisis, las series estandarizadas basadas en todo el conjunto de datos (primer conjunto de datos) fueron seleccionadas por el Grupo para la evaluación, tal y como fue sugerido por los autores.

Las series de CPUE disponibles se presentan en la **Tabla 9**. La **Figura 10** muestra la serie temporal escalada de CPUE para las flotas de superficie y las principales flotas de palangre consideradas en la evaluación de 2011 del stock de atún blanco del Sur. Además, la **Figura 11** muestra la serie temporal escalada de abundancia relativa para el último periodo (1999-2010).

## 5.2 Mediterráneo

Se presentaron al Grupo cuatro documentos nuevos:

Se analizó una serie temporal de tasas de captura de atún blanco de la pesquería griega de palangre en el Mediterráneo oriental (SCRS/2011/104) que incluía datos de la pesquería dirigida al atún blanco desde 2003 hasta 2006, así como de las capturas fortuitas de atún blanco de la pesquería de pez espada desde 1993 hasta 2010 (datos no disponibles para el periodo 1995-2002). Se analizaron los datos de CPUE por separado para cada pesquería por medio de técnicas de GLM. Las variables explicativas consideradas en ambos análisis fueron año y

mes. Los resultados de la pesquería dirigida al atún blanco no mostraban ninguna tendencia en el tiempo, mientras que la serie temporal más larga de la pesquería de pez espada indicaba una tendencia descendente en la probabilidad de capturas positivas de atún blanco en años recientes. Estas reducciones podrían deberse a un descenso del stock de atún blanco del Mediterráneo y/o a cambios en el patrón de distribución de las especies.

Además, para el periodo 2004-2010 se estimaron índices de abundancia relativa del atún blanco capturado por la flota de palangre de superficie española en el Mediterráneo occidental (SCRS/2011/116). Las CPUE estandarizadas se estimaron mediante un enfoque GLM con una distribución de error binomial negativa. Los resultados de los análisis de desviación incluían los factores de año y mes en el modelo final para la captura en número de peces. En general, los patrones residuales no están lejos de lo esperado con el supuesto de distribución de error binomial negativo, lo que sugiere un ajuste razonablemente bueno. Esta serie presentaba una tendencia general positiva en años recientes.

Se presentó un análisis preliminar de los posibles factores que afectan a las tasas de captura de atún blanco de las flotas de redes de enmalle turcas de atún blanco en 2010 y 2011 (SCRS/2011/107). Estos factores incluían una estratificación espacial y temporal (año, mes y área), así como las características tanto del arte pesquero como del buque pesquero. Se utilizó un enfoque GLM con la tasa de captura logarítmica por lance como variable de respuesta con el fin de probar posibles factores que afecten a la respuesta. El principal factor que afecta a las tasas de captura era el área. Respecto a la estratificación temporal, el mes era marginalmente importante. Aparentemente, no había diferencias asociadas al año. Otros factores estaban principalmente relacionados con las características de los buques pesqueros (LOA- m y CV), así como con la profundidad del fondo marino (profundidad-m).

Se presentó el primer análisis de la influencia de la fase lunar en la CPUE en relación con la pesquería de redes de enmalle turca dirigida al atún blanco durante las temporadas de pesca de 2010-2011 (SCRS/2011/108). El ciclo lunar se dividió en dos periodos; luz (medias lunas y luna llena) y oscuridad (luna nueva y creciente). Los resultados indicaron que los picos de CPUE eran claramente cercanos a cada nueva fase lunar. Sin embargo, algunos factores externos (por ejemplo, condiciones medioambientales, etc.) podrían también afectar a la pesquería, pero los otros factores no fueron considerados.

El Grupo identificó un documento FAO-MiPAF con información potencialmente interesante (Marano *et al.*, 2005). Esta información incluía valores de captura y de CPUE de la pesquería de palangre de deriva italiana en el Adriático meridional desde 1984 hasta 2000 (datos no disponibles para 1988-1989 y 1996-1997). La CPUE mostraba una brusca tendencia ascendente a mediados de los 80 y una tendencia descendente más lenta durante los 90. Respecto a las distribuciones de talla del atún blanco, la mayoría de los ejemplares capturados eran de una talla superior a 60 cm de longitud a la horquilla.

Además, se consideraron para la evaluación la CPUE de la pesquería deportiva española en el Mediterráneo occidental desde 2004 hasta 2009 (Macías *et al.*, 2010) y la CPUE italiana del atún blanco en el mar Tirreno y en el Mediterráneo sur-central incluyendo 1999 y 2003-2006 (Di Natale *et al.*, 2011).

Todas estas series de CPUE disponibles se presentan en la **Tabla 10** y la **Figura 12**.

## **6 Métodos y otros datos pertinentes para la evaluación**

En esta sección se presentaron tres documentos SCRS y otro trabajo.

El documento SCRS/2011/115 presentaba un modelo de producción excedente en no equilibrio intentado para el stock de atún blanco en el Atlántico sur utilizando ASPIC 5.34. El modelo utilizaba los mismos datos de captura y esfuerzo incorporados en el caso base del modelo de producción estructurado por edad (ASPM) de 2007 desarrollado durante la reunión de evaluación del stock de atún blanco de ICCAT de 2007 (Anon., 2008b). Para el ensayo preliminar, se utilizó una forma logística (Schaefer) para ajustar los datos, condicionada al rendimiento y utilizando una suma de cuadrados como función objetivo para su optimización. Tras varios ensayos de prueba, se decidió ajustar la ratio B1/K en 0,8. Se permitió al modelo facilitar supuestos iniciales para q para cada índice de abundancia. Los ensayos iniciales del modelo preliminar indicaron la presencia de varias series de CPUE negativamente correlacionadas. Se decidió reducir el efecto que estas series negativamente correlacionadas podrían tener en el modelo subponderando su contribución a la función objetivo. Se llevaron a cabo varios ensayos de sensibilidad, cambiando los parámetros de entrada y los supuestos del modelo (como las ratio B1/K y la forma de la curva de producción) y aunque las tendencias globales de la población eran similares a las del

ASPM, los modelos de ASPIC producen por lo general resultados más optimistas que los modelos estructurados por edad. En general, todos los modelos predijeron que en alguna etapa del pasado reciente, el stock de atún blanco del Sur había sido objeto de sobrepesca y había estado sobrepescado. En todos los casos, la presión pesquera parece haberse calmado en años recientes, con la consiguiente recuperación de la biomasa. La incorporación de información adicional estructurada por edad en un modelo de evaluación de stock se considera generalmente beneficiosa, sin embargo, el modelo de producción excedente permite la investigación de la incertidumbre estructural en el proceso de evaluación de stock. Además, estudios alternativos han indicado que aunque los modelos más complejos funcionan mejor por lo general en algunos casos, sus beneficios podrían ser relativamente pequeños y también dependen de la calidad de la información específica de la edad disponible.

El modelo de producción excedente bayesiano (BSP) se aplicó también para estimar el estado actual del stock y las tendencias de la biomasa para los stocks de atún blanco del Atlántico sur y del Mediterráneo, utilizando los datos de CPUE y de captura disponibles hasta 2009 (SCRS/2011/112). Se utilizaron varias distribuciones previas informativas alternativas para limitar el valor de la tasa intrínseca de incremento ( $r$ ), basadas en información para otros stocks de atún blanco y túnidos relacionados. Debido a la falta de información acerca del ciclo vital del atún blanco del Mediterráneo, las distribuciones previas alternativas se consideraron como hipótesis alternativas para el análisis de decisión. Los modelos alternativos se utilizaron para predecir la probabilidad de que los stocks alcancen una biomasa por encima de  $B_{rms}$  en un rango de escenarios de ordenación.

Se presentó el método “Robin Hood” (SCRS/2011/111), que utiliza predicciones de modelo de stocks para los que se dispone de más datos como información auxiliar en análisis de stocks para los que existen pocos datos. Esta propuesta podría ser una alternativa cuando los stocks presentan similitudes en taxonomía, ciclo vital o ecología. Por ejemplo, la información de stocks “ricos en datos” podría usarse como “distribuciones previas” o funciones de penalización para las especies con pocos datos.

El modelo de estimaciones de supervivencia en no equilibrio (SEINE) puede utilizarse para estimar las tasas de mortalidad a partir de cambios en la talla media (Gedamke y Hoenig, 2006). El SEINE es una variante del modelo Beverton y Holt que se ha utilizado mucho en situaciones de escasez de datos, pero ha sido criticado por asumir que la tasa de mortalidad ha sido constante durante el tiempo suficiente para que la talla media refleje la tasa de mortalidad actual (es decir, el stock se encuentra en equilibrio). Antes de utilizar el SEINE por primera vez en ICCAT, se decidió hacer una prueba de simulación (SCRS/2011/126). Se generó una población con características del ciclo vital del atún blanco y se simuló diferentes niveles de mortalidad por pesca utilizando FLR. Posteriormente se creó un paquete R vinculando el código ADMB para permitir el intercambio de un modelo de evaluación por otro pero utilizando los mismos valores de entrada y para generar la misma matriz de estrategia de Kobe II (K2SM). Con el fin de evaluar la incertidumbre acerca de la relación stock reclutamiento, se consideraron dos valores de inclinación (0,75 y 1,0). Inicialmente, el stock se pescaba en FRMS, posteriormente se simuló la mortalidad por pesca de acuerdo con 5 escenarios diferentes (aumentando en un 5,0% al año, aumentando en un 2,5% al año, sin cambios, descendiendo en un 2,5% al año y descendiendo en un 5% al año).

El SEINE demostró generar estimaciones satisfactorias de  $Z$  pero el SEINE también puede facilitar estimaciones de  $F$  y de biomasa, ya que  $F = Z - M$  y  $B_{t+1} = B_t + C_t * (1/Z - 1)$ . No obstante, crear una K2SM requiere una mayor consideración de la incertidumbre, no hacer solo una evaluación del stock. Por lo tanto, ya no es suficiente una estimación de  $F$  o  $SSB$ , también debe ser posible determinar la capacidad de detectar la sobrepesca y de detectar cuándo se ha reducido  $F$  con éxito, hasta que se encuentre dentro de los límites de ordenación.

El Grupo de trabajo consideró la utilización de tres modelos de evaluación para el atún blanco del Atlántico sur, ASPIC, ASPM y BSP. Dado que la información acerca de la serie de tasas de captura para el Mediterráneo es más limitada, el Grupo de trabajo decidió no utilizar ASPIC o ASPM. Se probó el modelo BSP porque puede tratar información limitada al utilizar distribuciones previas informativas. El Grupo de trabajo decidió también utilizar la curva de captura y el rendimiento por recluta para el stock del Mediterráneo, más limitado en cuanto a datos.

El Grupo discutió si combinar, y cómo hacerlo, los resultados de los múltiples ensayos del modelo para cada stock respecto a la biomasa relativa a  $B_{rms}$ , la tasa de mortalidad por pesca relativa a  $F_{rms}$ , la probabilidad de que la biomasa se encuentre por encima de  $B_{rms}$  y otros resultados del modelo. Se decidió utilizar un promedio de modelos para producir una estimación integrada de estas estadísticas si los resultados del modelo parecen ser relativamente coherentes. Se producirán diferentes diagramas de Kobe para escenarios alternativos con el fin de comprender las implicaciones de los diferentes supuestos. Se hará una media de todos los escenarios igualmente

posibles para realizar una matriz de estrategia de Kobe II (K2SM) con el fin de facilitar el asesoramiento sobre ordenación.

## 6.1 Atlántico sur

### 6.1.1 ASPIC

El Grupo acordó que el modelo de ASPIC debería actualizarse con la última información sobre captura y CPUE. Se recomendó también que se volvieran a examinar las definiciones de flota con el fin de garantizar que las diversas series de CPUE incorporadas en el modelo actualizado son representativas de los datos de captura de cada flota. La disponibilidad de una serie de CPUE adicional en esta sesión de evaluación (de Uruguay) podría hacer necesario separar aún más las flotas con el objetivo de incorporar esta información adicional. Se sugirió también que se utilicen métodos más sofisticados y menos subjetivos para ponderar las diversas series de CPUE (ponderando posiblemente las series por la captura que representan). El modelo ASPIC podría ser también útil para probar escenarios ya que es fácil de modificar y no se tarda mucho tiempo en ensayarlo.

Los datos de captura y CPUE actualizados hasta 2009 fueron los datos de entrada para los ensayos de ASPIC. Tras algunas discusiones, el Grupo de trabajo se mostró de acuerdo en llevar a cabo diferentes ensayos de acuerdo con: a) los procedimientos para ponderar datos de diferentes flotas, b) el enfoque para calcular los intervalos de confianza, c) el tipo de modelo de producción, d) el supuesto acerca de la ratio entre la biomasa al inicio de la serie y la biomasa en la capacidad de carga y e) la forma de ponderar la nueva serie de datos uruguayas. En la **Tabla 11** se presentan las especificaciones del caso base y los diferentes ensayos.

Basándose en las discusiones del Grupo, se actualizó el modelo presentado en el SCRS/2011/115 para incluir las nuevas definiciones de flota, incluyendo la serie de CPUE adicional de Uruguay (**Tabla 17**) y la última información sobre captura y CPUE (**Tabla 18 y Tabla 19**, respectivamente). En el documento SCRS/2011/115 la CPUE en número se convirtió en CPUE en peso multiplicando la serie de CPUE por un único peso medio. Para el análisis actualizado, los datos de CAS se utilizaron para calcular valores de peso medio separados para cada flota por año. Otro cambio respecto al documento presentado fue que el Grupo decidió que una ratio fijada de B1/K de 0,9 era adecuada para todos los futuros escenarios de modelación. Los ensayos de sensibilidad preliminares indicaron que las principales fuentes de incertidumbre en los ensayos de ASPIC se caracterizaban por la forma de una curva de producción (logística o Fox) y por la ponderación de la serie de datos de CPUE (bien igual ponderación o bien ponderada por captura). Como resultado, se desarrollaron 4 opciones de modelo igualmente posibles.

Las proyecciones se llevaron a cabo con capturas constantes de entre 15.000 t y 35.000 t (intervalos de 5.000 t). Las capturas de 2010 y 2011 se proyectaron a partir de la captura de 2009.

### 6.1.2 ASPM

En 2007 se utilizó una versión modificada del ASPM (Rademeyer *et al.*, 2004) para el caso base de la evaluación del stock del Atlántico sur. Inicialmente, el Grupo de trabajo había decidido utilizar un modelo de producción estructurado por edad (ASPM) igual al caso base utilizado en la evaluación del stock de atún blanco de ICCAT de 2007, pero con el conjunto de datos actualizado disponible en la reunión de evaluación de 2011, se realizó el denominado ensayo de continuidad. Los detalles sobre la estructura e implementación del modelo (por ejemplo, supuestos sobre la selectividad) pueden encontrarse en el Informe detallado de la evaluación del stock de atún blanco de 2007 de ICCAT (Anon. 2008b). Se produjeron algunas discusiones acerca de enfoques alternativos para la determinación de la edad (por ejemplo, aplicar el método Kimura y Chikuni (1987) trimestralmente). Los procedimientos que el Grupo acordó adoptar para calcular la captura por edad que se iba a utilizar en la evaluación del stock del Sur se describen en la sección 4.

### 6.1.3 BSP

Para la aplicación del modelo de producción excedente bayesiano (BSP) al atún blanco del Atlántico sur se desarrolló una distribución previa informativa para  $r$  utilizando los métodos del SCRS/2011/112 actualizados con la nueva información sobre el ciclo vital. El valor medio de  $M$  era 0,3, coherente con el valor utilizado en evaluaciones previas del atún blanco del Atlántico norte y sur, con una desviación estándar de 0,1 y una distribución normal truncada en cero y 1,0. La mediana de la edad de madurez era de 5,5, con un rango de 4 a 7 (**Tabla 1**). Se generó una distribución empírica de  $r$  utilizando la simulación Monte Carlo (**Figura 13**). La distribución se aproximó por medio de la distribución  $t$  con una media de 0,2, una varianza de 0,025 y una  $df$  de



10, que fue utilizada como distribución previa en el modelo BSP. Se disponía de 8 series de CPUE (**Tabla 9**).

De las trece especificaciones del modelo (**Tabla 12**) que se ensayaron, cuatro fueron consideradas las más plausibles. Estos ensayos tenían distribuciones previas informativas, una ratio de biomasa inicial de 0,9 y una ponderación igual o por captura de los puntos de datos de CPUE, con una forma logística estándar del modelo de producción excedente o la forma Fox en la que Brms se produce en el 37% de la capacidad de carga K en lugar de en el 50%.

Se ensayaron proyecciones para las cuatro formulaciones del caso base del modelo BSP. Se asumió que las capturas en 2010 y 2011 eran iguales a la captura de 2009. En años posteriores, se aplicó una captura constante de 15.000, 20.000, 25.000, 30.000 o 35.000 t. Se utilizó un muestreo aleatorio de 5.000 muestras de la distribución posterior conjunta para estimar la trayectoria de la mediana, intervalos de confianza del 80% y la probabilidad de que la población estuviera por encima de Brms después de 10, 15 o 25 años. Se utilizó una submuestra de 500 ensayos para la construcción de los resultados de la matriz de Kobe.

## 6.2 Mediterráneo

Para el stock del Mediterráneo, los métodos aplicados incluían una curva de captura convertida por tallas, un modelo de rendimiento por recluta basado en la talla y el modelo BSP.

### 6.2.1 Análisis de la curva de captura convertida por tallas (LCC)

Se estimaron las tasas de mortalidad instantánea total ( $Z$ ) para los años para los que se disponía de información de talla (para más detalles sobre la información de talla seleccionada para el análisis, véase el SCRS/2011/120). Las estimaciones anuales de  $Z$  se basaban el valor de la pendiente de una curva de captura convertida por tallas (regresión del número de peces en una clase de talla determinada frente a la edad media de los peces de esa clase de talla, corregida por la no linealidad del crecimiento de los peces).

### 6.2.2 Rendimiento por recluta basado en la talla

El análisis del rendimiento por recluta basado en la talla se llevó a cabo utilizando el software YPRLLEN de la NOAA, versión 4.1 (<http://nft.nefsc.noaa.gov/YPRLLEN.html>). Los cálculos del modelo se realizan en intervalos pequeñas de edad relativa desde cero hasta una edad final determinada. Dado que la información disponible sobre selectividad, madurez y peso es una función de talla, cada intervalo de edad se convierte en una longitud, basándose en la longitud inicial en el tiempo relativo cero (longitud media para los peces que entran en el sistema) y en los correspondientes parámetros de la ecuación de crecimiento. La longitud de entrada en la edad relativa cero se estableció en 30 cm. Para más detalles sobre parámetros de entrada biológicos relacionados con el crecimiento (Megalofonou, 2000), la ojiva de madurez (SCRS/2011/117) y la relación talla-peso (Megalofonou, 1990), así como la mortalidad natural ( $M$ ), véase la sección 2. Respecto a los parámetros de entrada pesqueros (curvas de selectividad) véase la **Tabla 13**.

### 6.2.3 BSP

Para la aplicación del modelo de producción excedente bayesiano (BSP) al atún blanco del Mediterráneo, se desarrolló una distribución previa informativa para  $r$  utilizando los métodos del SCRS/2011/112, actualizados con la nueva información sobre el ciclo vital. La distribución previa para  $M$  era Normal, con una media de 0,45 y una desviación estándar de 0,1. La mediana de la edad de madurez era 3, con un rango de 2 a 5 (**Figura 14**). Esto generó una distribución previa  $t$  con una media de 0,22, una varianza de 0,077 y una df de 10 (**Figura 14**). Se desarrolló una distribución previa alternativa con la mortalidad natural centrada en 0,3 y una desviación estándar de 0,1. Esto generó una distribución previa distribuida como  $t$  con una media de 0,27, una varianza de 0,062 y una df de 10.

De las nueve especificaciones del modelo (**Tabla 14**) que se ensayaron, el ensayo número 5 se consideró como el caso base. Este modelo tenía una distribución previa para la biomasa inicial relativa a la capacidad de carga ( $B_0/K$ ) centrada en 0,9. Los índices de CPUE considerados fueron el palangre italiano, el palangre griego, el palangre español, el deportivo español y la serie del mar Tirreno (**Tabla 10**). Para algunos análisis de sensibilidad, se incluyó también el índice griego de captura fortuita. En otros análisis de sensibilidad, se incluyeron en los 50 algunas capturas grandes del conjunto de datos Euromed (**Figura 6**).

## 7 Resultados del estado del stock

## 7.1 Atlántico sur

### 7.1.1 BSP

El estado actual del atún blanco del Atlántico sur estimado a partir del modelo BSP variaba dependiendo de la forma de la función de producción (logística frente a Fox) y de si los puntos de datos estaban ponderados igualmente o por capturas (**Figuras 15, 16 y 21, Tabla 15**). Con la ponderación por captura, el modelo estimaba una trayectoria de biomasa relativamente plana y una población por encima de Brms y experimentando tasas de mortalidad por pesca inferiores a Frms. Con una ponderación igual, la población se encontraba mermada, por debajo de Brms y experimentando tasas de mortalidad por pesca superiores a Frms. La diferencia en los resultados dependiendo de la ponderación de la CPUE puede explicarse por el hecho de que los datos recientes de CPUE no son coherentes unos con otros (**Figura 17**) y porque, con la ponderación por captura, casi toda la importancia recae solo en una serie temporal, la flota de palangre de Taipei Chino (**Figura 18**) en años recientes. El creciente pesimismo en los ensayos de ponderación igual en comparación con los resultados de la última evaluación es también resultado de que diversas series muestran un descenso en años recientes; un análisis retrospectivo del modelo de  $r$  logística de ponderación igual, llevado a cabo eliminando secuencialmente los años más recientes de datos (**Figura 19**) mostraba una población por encima de Brms y que no estaba siendo sobreexplotada si el año final era 2004. La información en la serie de CPUE puede verse también examinando las distribuciones posteriores para cada ensayo del modelo (**Figura 20**). Para los ensayos del caso base del modelo logístico, la distribución posterior estimada de  $r$  era algo inferior a la distribución previa y similar con cualquier método de ponderación. Sin embargo, si se utiliza para  $r$  una distribución previa no informativa, el método de ponderación igual estimaba una distribución posterior de  $r$  muy inferior a la distribución previa, y el método de ponderación por captura estimaba una  $r$  superior y con una elevada varianza. Las distribuciones posteriores de  $r$  para los análisis retrospectivos era muy similares al caso base del modelo de  $r$  logística de ponderación igual.

### 7.1.2 ASPIC

Los resultados basados en los cuatro casos base sugieren que el nivel de explotación en años recientes ha variado entre los casos (la ratio B2009/BRMS es desde 0,624 a 1,204 y la ratio F2009/FRMS es desde 0,764 a 1,342, **Figura 16 y Tabla 20**). Con el fin de generar intervalos de confianza, se llevaron a cabo 500 ensayos de bootstrap para cada modelo. Los resultados del bootstrap para los cuatro casos se muestran en la **Figura 21**. Para los ensayos 2, 6 y 7, la mayoría de las realizaciones finalizan en la zona “roja”, mientras que para el ensayo 8, los resultados son más optimistas y las realizaciones se producen en la zona “verde”. El RMS se estima entre 23.630 t y 27.390 t (**Tabla 20**), cifra que se sitúa por encima de la captura total de 2009 (22.830 t).

### 7.1.3 ASPM

Los resultados del ensayo de continuidad de ASPM eran bastante similares a los obtenidos en 2007. La **Figura 22** muestra ajustes pobres a los índices de CPUE utilizados, especialmente para la CPUE del palangre brasileño. La selectividad con forma de cúpula estimada para Namibia alcanzaba un pico a una edad superior a la de la evaluación de 2007 (**Figura 23**). En términos del estado del stock, la perspectiva ofrecida por el ensayo de continuidad era coherente con la evaluación de 2007 tanto en la tendencia general descendente de la biomasa (**Figura 24**) como en el estado más reciente del stock (**Figura 25, Tabla 21**).

Durante la reunión se descubrieron diversas incoherencias en los resultados de ASPM. Tras realizar una investigación, se descubrió que el actual código fuente implementado en ADMB y aplicado para la evaluación de 2007 tenía varias modificaciones *ad hoc*, que fijaban de forma eficaz ciertos parámetros dentro del modelo. Esta “fijación” de ciertos parámetros en el código fuente resulta en que el archivo de entrada sea anulado en muchos casos. Por tanto, sin una amplia recodificación, solo es posible un ensayo de continuidad, sin cambios en la estructura o supuestos del modelo. El código actual de ASPM fue escrito antes de los cambios en las bibliotecas de ADMB y utilizaba varias bibliotecas que ya no se pueden utilizar con el código ADMB revisado, especialmente respecto al análisis MCMC, lo que hace imposible realizar proyecciones estocásticas. Dado que estos problemas pueden solucionarse con cambios amplios al código fuente, se llevaron a cabo los resultados deterministas del ensayo de continuidad, pero no fue posible realizar más análisis con este modelo.

#### 7.1.4 Síntesis de las evaluaciones

Durante las últimas evaluaciones de atún blanco del Sur llevadas a cabo en 2007, la determinación del estado del stock se basó principalmente en los resultados del modelo de producción estructurado por edad (ASPM), obtenidos utilizando una implementación de este modelo en ADMB. En 2007 también se utilizó Multifan-CL y sus resultados se utilizaron para explorar los beneficios obtenidos al integrar más fuentes de datos (por ejemplo, marcado, datos de composición por tallas) e incorporar la estructura espacial en el modelo de evaluación. Los datos disponibles para el stock meridional, así como la complejidad del modelo, resultaron en la decisión de dejar de utilizar Multifan-CL para este stock y empezar a utilizar en su lugar modelos de producción.

Como una forma de comparar cambios en la percepción del stock que resultan únicamente de añadir o actualizar los conjuntos de datos utilizados para ajustar el modelo utilizado con el fin de proporcionar el principal asesoramiento acerca del estado del stock en 2007, se realizó un ensayo de ASPM con la misma configuración que la utilizada en 2007, mencionado como caso de continuidad. En general, los resultados de este modelo eran similares a los de la pasada evaluación, lo que indica que cualquier cambio en los resultados no sería debido sólo a los datos adicionales. El ensayo de continuidad se correspondía bien con el estado del stock proyectado en el marco de una futura proyección de captura de 24.000 t aplicada en la evaluación de 2007 (**Figura 26**). Los problemas identificados con el modelo ASPM, no obstante, demostraban que el asesoramiento de ordenación procedente de esta reunión no podría ya obtenerse a partir del caso base del modelo usado en 2007. Como se ha indicado, los análisis retrospectivos que utilizaban un modelo de producción de biomasa agregada, realizado eliminando secuencialmente los años más recientes de datos (**Figura 19, Figura 27**), mostraban un resultado coherente con los resultados de ASPM de 2007, lo que produce confianza en que la importante dinámica del stock de atún blanco del Atlántico sur podría ser razonablemente capturada en aplicaciones de un modelo de producción no estructurado por edad y en que dichas aplicaciones del modelo podrían aplicarse al asesoramiento de ordenación, al igual que se hace para otros stocks de ICCAT.

### 7.2 Mediterráneo

#### 7.2.1 Análisis de la curva de captura convertida por tallas(LCC)

Para el método LCC, las estimaciones de  $Z$  se presentan en la **Tabla 22** y la tendencia se muestra en la **Figura 28**.

Asimismo, basándose en el análisis de la LCC, se estimaron cuatro vectores representativos de las tendencias de las pesquerías de atún blanco del Mediterráneo para las series temporales de captura disponibles (1977; 1984; 1987-2008; 2009). Los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  para la función de selectividad logística ajustada para cada periodo se muestran en la **Tabla 13** y en la **Figura 29**.

#### 7.2.2 Rendimiento por recluta basado en la talla

La **Tabla 23** y las **Figuras 30** y **31** muestran las sensibilidades del nivel de referencia del rendimiento por recluta (YPR) y del porcentaje de reproductores por recluta (SPR) al rango de selectividades y supuestos de la tasa de mortalidad natural ( $M$ ) utilizados en el análisis del atún blanco del Mediterráneo. En general, las curvas de YPR resultantes tienen la parte superior plana y les pueden faltar unos máximos bien definidos. Los patrones de crecimiento que admiten peces más grandes que el  $L_{inf}$  de Megalofonou (2000) en el análisis producen estimaciones mayores de YPR (lo que conduce a mayores rendimientos potenciales para un nivel de reclutamiento determinado) y niveles de referencia  $F$  menores para el mismo vector de selectividad. Asimismo, una  $M$  asumida menor resulta en  $F$  de referencia menores para los mismos vectores de selectividad. La sensibilidad a  $M$  es por lo general más curvilínea para las  $F$  de referencia para SPR que para las  $F$  de referencia para YPR ya que la biomasa reproductora es una potente función de talla. La incertidumbre acerca de  $M$  y el crecimiento, así como las sensibilidades de los puntos de referencia a la variabilidad en estos parámetros del ciclo vital condujeron al Grupo de trabajo a adoptar una  $M$  asumida con una aproximación provisional para  $F_{rms}$  en este caso, hasta que se disponga de información adicional para desarrollar estimaciones más robustas.

La aplicación de esta aproximación al análisis de la curva de captura convertida por tallas (**Tabla 22** y **Figura 28**) conduce a una perspectiva de una serie temporal de  $F$  estimada en relación con  $M$  que se muestra en la **Figura 32**, lo que indica diversas estancias en los datos disponibles en las que  $F$  podría estar considerablemente por encima de la aproximación FRMS, que corresponde generalmente a periodos de capturas declaradas muy elevadas.

### 7.2.3 BSP

Los resultados del modelo BSP para el Mediterráneo eran coherentes entre sí y mostraban todos una población que no había sido mermada de forma importante desde el inicio de la pesquería (**Figuras 33-35, Tabla 16**). Este resultado es coherente con el hecho de que las series de CPUE son extremadamente variables y no muestran una tendencia clara a lo largo del tiempo (**Figura 36**). Todos los ensayos del modelo con una distribución previa informativa para  $r$ , incluyendo el que se calculó con un rango inferior de valores de  $M$ , estimaban distribuciones posteriores similares para  $r$ , con una media mayor que la distribución posterior (**Figura 37**). En el análisis de sensibilidad en que se utilizó una distribución previa no informativa para  $r$  el modelo estimó un valor muy alto de  $r$  (**Figura 37**), lo que permitió al modelo ajustar el incremento en la serie de palangre griego y español de los últimos años (**Figura 36**). Estos resultados del modelo son muy inciertos. Si los datos de captura de Tarea I son incompletos, entonces las estimaciones del modelo del estado actual es probable que estén sesgadas. Además, las series de CPUE disponibles son, en su mayoría, muy cortas, y existe poco solapamiento en el tiempo entre las series. Por tanto, podrían o no representar de forma precisa la dinámica de la biomasa del atún blanco del Mediterráneo. El modelo ajustó por tanto una tendencia plana a lo largo de las series de CPUE, que solo podría ajustarse estimando una biomasa inicial muy grande, del orden de 300.000 t, que podría no ser posible.

## 8 Proyecciones

### 8.1 Atlántico sur

#### 8.1.1 BSP

El modelo logístico de ponderación igual implicaba que la cuota debería reducirse a 15.000 t para recuperar la población hasta Brms (**Tabla 24**); las cuotas de hasta 25.000 t eran sostenibles según el modelo logístico de ponderación por captura. Los modelos de Fox equivalentes eran algo más optimistas, en parte porque Brms es inferior en relación a la biomasa no explotada. En general, cuotas de 20.000 t o inferiores permitirían que la población permaneciera estable o aumentara con una probabilidad relativamente elevada. La **Figura 38** muestra los diagramas de Kobe para los diferentes ensayos de BSP. Para el BSP 1 y 12, la mayoría de las realizaciones finalizan en la zona roja, mientras que el 13 y el 4 se extienden más hacia la zona verde.

#### 8.1.2 ASPIC

Al igual que ocurre con el modelo BSP, las proyecciones para el modelo ASPIC incluían el traspaso de capturas de 2009 a 2010 y 2011, seguido de 5 niveles de captura constante como se describen anteriormente. Los resultados de estas proyecciones se presentan en la **Figura 38**, que muestra la trayectoria de la mediana con diferentes escenarios de captura constante. Estos resultados indicarían que las capturas que superen las 25.000 t resultarían en una reducción del recurso en 15 años en casi todos los ensayos del modelo. Los ensayos que asumen una serie de CPUE sin ponderar son en general más pesimistas que las series de CPUE ponderadas y los resultados del modelo Fox producen proyecciones más optimistas de que la población se encuentre en la zona verde.

#### 8.1.3 Resultados de los modelos combinados

La **Figura 39** y la **Tabla 25** muestran la matriz de estrategia de Kobe para los 4 modelos de ASPIC y los 4 de BSP combinados. La matriz muestra la probabilidad de que el stock se encuentre en  $B \geq BRMS$  y  $F \leq FRMS$  (es decir, en la zona verde de la **Figura 38**) por año para cada uno de los niveles de TAC. Las probabilidades son las medias de los 4 ensayos del modelo ASPIC y los 4 ensayos del modelo de producción excedente bayesiano. Es importante señalar que aunque el asesoramiento está integrado en un diagrama, los supuestos y las parametrizaciones de los modelos utilizados para calcular esta tabla son, en algunos casos, bastante diferentes. Lamentablemente, dado que no se dispone de información con la que seleccionar qué modelo o ensayo de modelo es más plausible, los resultados se han combinado con el fin de facilitar asesoramiento para la toma de decisiones. En general, el asesoramiento podría mejorar añadiendo información biológica mejorada que reducirá las diferencias en los resultados obtenidos a partir de diferentes modelos y que se deben a los parámetros de entrada (como  $B1/K$ ,  $M$ , madurez, etc.).

## 9 Recomendaciones

### 9.1 Investigación y estadísticas

El Grupo recomendó que se continúe el trabajo para integrar los diversos intentos de estimar el crecimiento del atún blanco del Mediterráneo. Si es posible, incluyendo los conjuntos de datos originales en los diversos trabajos que se están publicando hasta ahora. Se reiteró también la recomendación de llevar a cabo más investigaciones sobre los parámetros básicos del ciclo vital y la ecología del atún blanco del Mediterráneo.

Se recomendó investigar más la naturaleza y magnitud de las capturas históricas de almadrabas de atún blanco en el Sur de Portugal, así como las implicaciones para la estructura de stock asumida. En general, se recomienda una investigación más intensiva de la estructura del stock alrededor del Estrecho de Gibraltar (el límite entre el Atlántico norte y el Mediterráneo).

Se recomendó continuar las simulaciones probando métodos alternativos (filo de cuchillo, Kimura Chikuni, otros métodos estadísticos, etc.) para convertir la captura por talla (CAS) en captura por edad (CAA).

El Grupo observó que existe información sobre algunas pesquerías de atún blanco (por ejemplo FAO, CGPM, Eurostat) que no está incorporada en la base de datos de ICCAT. Además, el grupo detectó algunos conjuntos de datos, bien con ejemplares declarados demasiado pequeños (<30 cm en 2009) o demasiado grandes (>150 cm), o con importantes capturas de artes “sin clasificar”. El Grupo destaca la necesidad de contar con datos completos y precisos de Tarea I y Tarea II de las principales pesquerías que capturan atún blanco en el Atlántico y el Mediterráneo con el fin de poder proporcionar un asesoramiento de ordenación adecuado. Por ello, recomienda que todas las CPC hagan un esfuerzo para revisar la información disponible y la envíen a ICCAT, siguiendo las normas de ICCAT, antes de la próxima evaluación.

Varios países con importantes pesquerías de atún blanco no estuvieron representados en la reunión de evaluación de stock. Esto limita la capacidad del Grupo de revisar adecuadamente los datos, de replicar evaluaciones anteriores y de garantizar la continuidad en la formulación del asesoramiento de ordenación y/o aplicar enfoques de modelación alternativos. Para solucionar esto, el Grupo recomienda que las CPC hagan esfuerzos adicionales para contribuir y participar en las reuniones del Grupo de trabajo.

### 9.2 Ordenación

#### 9.2.1 Atlántico sur

La mayoría de los escenarios indican que el stock de atún blanco del Atlántico sur está tanto sobrepescado como sufriendo sobrepesca. Las proyecciones mostraban que capturando con el actual nivel de TAC (29.900 t) se produciría un mayor descenso del stock. No obstante, si las capturas continúan en el nivel de los últimos años, hay más de un 50% de probabilidades de recuperar el stock en 5 años y más de un 60% de probabilidades de lograrlo en 10 años. Por lo tanto, se recomienda no aumentar las capturas por encima de 20.000 t. Mayores reducciones en las capturas aumentarían la probabilidad de recuperación en los plazos indicados.

#### 9.2.2 Mediterráneo

La información disponible sobre el estado del stock del atún blanco del Mediterráneo indica un patrón relativamente estable para la biomasa de atún blanco en el pasado reciente. Lamentablemente, el SCRS dispone de muy poca información cuantitativa para utilizarla en la realización de una descripción cuantitativa y robusta del estado de la biomasa en relación con los objetivos del Convenio. Aunque a nivel de las CPC podrían existir datos adicionales para solucionar este tema, nuestra capacidad de facilitar un asesoramiento de ordenación cuantitativo se vería seriamente dificultada hasta que dichos datos estén disponibles, bien mediante la recuperación de datos históricos o bien mediante la institución de programas adecuados de recopilación de datos de seguimiento de las pesquerías. Los niveles recientes de mortalidad por pesca parecen haberse visto reducidos respecto a los de principios de los años 2000 (**Figura 32**), que probablemente eran superiores a FRMS, y ahora podrían encontrarse en aproximadamente este nivel o por debajo. Sin embargo, existe una incertidumbre considerable acerca de este tema y por esta razón, la Comisión debería establecer medidas de ordenación pensadas para limitar los aumentos en la captura y el esfuerzo dirigidos al atún blanco del Mediterráneo.

## 10 Otros asuntos

El Grupo manifestó su inquietud acerca de la escasa participación de científicos de las CPC. Este importante asunto, ampliamente discutido por el Grupo de trabajo sobre organización del SCRS y destacado en sus recomendaciones, ha sido particularmente importante en esta reunión, en la que solo cinco Partes contratantes y una Parte, Entidad o Entidad pesquera no contratante colaboradora estaban representadas. Considerando que este Grupo llevó a cabo la evaluación de dos stocks, atún blanco del Atlántico sur y Mediterráneo, el número de CPC directamente implicadas en cada uno de estos stocks se redujo a tres y dos respectivamente. Esta situación fue incluso peor debido a que, en el caso del stock del Atlántico sur, pocos participantes en la evaluación anterior asistieron a la reunión y en el caso del stock del Mediterráneo porque la participación de científicos con buenos conocimientos de las pesquerías es fundamental cuando se evalúa un stock por primera vez. Estas circunstancias dieron lugar a una gran carga de trabajo para unos pocos científicos y la Secretaría, que asumió, además de las tareas de preparación, una gran cantidad del trabajo de evaluación.

## 11 Adopción del informe y clausura

El informe fue adoptado y la reunión clausurada.

## Referencias

- Anon. 2008a, Report of the Ad Hoc Meeting to Prepare Multifan-CL Inputs for the 2008 Albacore Assessment (Madrid, Spain, March 12 to 14, 2007). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(3): 597-696.
- Anon. 2008b, Report of the 2007 Albacore Stock Assessment Session (Madrid, Spain, July 5 to 12, 2007). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(3): 697-815.
- Anon. 2011, Report of the 2010 ICCAT Mediterranean Albacore Data Preparatory Meeting (Madrid, Spain, June 28 to July 2, 2010). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 1809-1856.
- Arena, P., Potoschi, A. and Cefali, A. 1980, Risultati preliminari di studi sull'età, l'accrescimento a la prima maturità sessuale dell'alalunga *Thunnus alalunga* (Bonn., 1788) del Tirreno. Mem. Biol. Mar. Ocean., 10.
- Akyol, O. and Ceyhan, T. 2012, Moon phase's influence on CPUE of Turkish albacore gillnet fisher. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 499-502.
- Bard, F.X. 1981, Le ton germon (*Thunnus alalunga* Bonaterre 1788) de l'Océan Atlantique. De la dynamique des populations à la stratégie démographique. Thèse de Doctorat d'Etat et Sciences Naturelles. University Pierre et Marie Curie. Paris. 336 pp.
- Ceyhan, T., Akyol, O. and Ortiz de Urbina, J.M. 2012, Factors affecting Mediterranean albacore (*Thunnus alalunga* Bonaterre, 1788) catch rates from the Turkish gillnet fleet, 2010-2011. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 496-498.
- Chen, S. and Watanabe, S. 1988, Age dependence of natural mortality coefficient in fish population dynamics. Nippon Suisan Gakkaishi, 55(2): 205-208.
- Di Natale, A., Mangano, A., Potoschi, A. and Valastro, M. 2011. Albacore (*Thunnus alalunga*) fisheries in the Tyrrhenian Sea and in the south-central Mediterranean: Fishery pattern, size frequencies, length-at-age, CPUEs. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 1897-1912.
- Froese, R. and Pauly, D. 1997, FishBase 97: Concepts, design and data sources. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila.
- Gabr, M. and El-Haweet, A.E. 2010, Pelagic longline fishery for albacore, *Thunnus alalunga* in the Mediterranean Sea, Egypt, pp 7-8 in: GFCM: SAC13/2011/Inf.20, Report of the transversal workshop on selectivity improvement, by-catch reduction and alternative gears. Alexandria, Egypt, 25-27 October 2010.
- Gedamke, T., and Hoenig, J.M. 2006, Estimating Mortality from Mean Length Data in Nonequilibrium Situations, with Application to the Assessment of Goosefish (*Lophius americanus*). Trans. Amer. Fish. Soc. 135:476-487.
- Kimura, D. and Chikuni, S. 1987. Mixtures of empirical distributions: an interactive application of the age-length key. Biometrika 43, 23-35.

- Lee, L.K. and Yeh, S.Y. 2007, Age and growth of south Atlantic albacore – a revision after the revelation of otolith daily ring counts. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(2): 443-456.
- Macías, D., García, Gómez-Vives, M<sup>a</sup>.J., Benjumea M<sup>a</sup>.E., Saber, S., Godoy, D. and Báez, J.C. 2010, Catch Rates of albacore (*Thunnus alalunga*) from the Spanish recreational fishery in the Balearic Sea (Mediterranean Sea), 2004-2009. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(4): 1456-1460.
- Marano, G., De Zio, V., Pastorelli, A., Rositani, L. and Ungaro, N. 2005, Drifting longline fishery in the southern Adriatic Sea (GFCM Geographical Sub-Area 18). In AdriaMed. 2005. Adriatic Sea Small-scale Fisheries. Report of the AdriaMed Technical Consultation on Adriatic Sea Small-Scale Fisheries. Split, Croatia, 14th – 15th October 2003. FAO-MiPAF Scientific Cooperation to Support Responsible Fisheries in the Adriatic Sea. GCP/RER/010/ITA/TD15. AdriaMed Technical Documents, 15: 184 pp.
- Megalofonou, P. 1990, Size distribution, length-weight relationships, age and sex of albacore (*Thunnus alalunga*) in the Aegean Sea. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 33: 154-162.
- Megalofonou, P. 2000, Age and growth of Mediterranean albacore. J Fish Biol. Vol. 57, pp. 700-715
- Ortiz de Urbina, J., Macías, D., De la Serna, J.M., Báez, J.C., García, S., Gómez-Vives, M<sup>a</sup>.J. and Saber, S. 2012, Standardized CPUE of albacore (*Thunnus alalunga* Bonnaterre, 1788) caught by the Spanish surface longline in the western Mediterranean. 2004- 2010. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 569-572.
- Pauly, D. 1980, On the interrelationships between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. J. Cons. CIEM, 39 (2):175-192.
- Penney, A. 1994, Morphometric relationships, annual catch-at-size for South African-caught South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 42(1): 371-382.
- Porch, C.E., Wilson, C.A., Nieland, D.L. 2002, A new growth model for red drum (*Sciaenops ocellatus*) that accommodates seasonal and ontogenetic changes in growth rates. Fish Bull (Wash DC), 100: 149-152
- Quelle, P., Ortiz de Zárate, V., Luque, P.L., Ruiz, M., Valeiras, X. 2011, A review of Mediterranean albacore (*Thunnus alalunga*) biology and growth studies. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 1882-1896.
- Rademeyer, R.A., Plaganyi, E.E. and Butterworth, D.S. 2007, Tips and tricks in designing management procedures. ICES Journal of Marine Science, 64: 618-625.
- Tserpes, G. and Peristeraki, P. 2012, Albacore catch rate variations in the Greek drifting longline fisheries. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68(2): 492-495.

## TABLEAUX

**Tableau 1.** Paramètres biologiques et coefficients de conversion pour les stocks de germon de l'Atlantique Sud et de la Méditerranée.

**Tableau 2.** Résumé des tailles escomptées par âge du germon de la Méditerranée (sources, pièces dures utilisées et nombre de poissons indiqués).

**Tableau 3.** Paramètres de la courbe de croissance de Von Bertalanffy examinés par le Groupe de travail. Les paramètres de Megalofonou (2000) ont été adoptés par le SCRS pour le germon de la Méditerranée. Les paramètres dans les colonnes >65 cm, <68cm, et Double Von B ont été estimés à partir des ajustements aux données de taille par âge moyenne pondérée du Tableau 2. Le modèle Double Von B était tel que l'avait décrit Porch *et al.* (2002).

**Tableau 4.** Catalogue des statistiques disponibles pour ALB-S (stock Sud) de la Tâche I (T1, en tonnes) et de la Tâche II (T2 disponibilité ; où "a"= t2ce seulement ; "b"= t2sz seulement ; "ab"= t2ce & t2sz), entre 1980 et 2010. Pour t2sz, les fréquences de tailles ou la CAS ont été prises en compte.

**Tableau 5.** Catalogue des statistiques disponibles pour ALB-M (stock Méditerranéen) de la Tâche I (T1, en tonnes) et de la Tâche II (T2 disponibilité ; où "a"= t2ce seulement ; "b"= t2sz seulement ; "ab"= t2ce & t2sz), entre 1980 et 2010. Pour t2sz, les fréquences de tailles ou la CAS ont été prises en compte.

**Tableau 6.** Captures de germon (*Thunnus alalunga*) (t) de la Tâche I par zone, engin et pavillon principaux (au 27 juillet 2011).

**Tableau 7.** CAA estimée du germon du Sud à l'aide de l'algorithme de détermination de l'âge de Kimura Chikuni.

**Tableau 8.** CAA estimée du germon du Sud par groupe de flottilles (définitions des flottilles par ASPM).

**Tableau 9.** CPUE annuelles standardisées pour le germon du Sud utilisées pour ajuster les modèles employés dans l'évaluation.

**Tableau 10.** CPUE annuelles nominales et standardisées utilisées dans l'évaluation du stock de germon de la Méditerranée.

**Tableau 11.** Scénarios d'ASPIC réalisés pour le stock de germon du Sud. Les scénarios 2, 6, 7 et 8 sont considérés comme des scénarios du cas de base.

**Tableau 12.** Spécifications du modèle BSP pour l'Atlantique Sud. Les scénarios 1, 4, 12 et 13 sont considérés comme des cas de base.

**Tableau 13.** Paramètres de la fonction de sélectivité logistique obtenus pour le germon de la Méditerranée.

**Tableau 14.** Scénarios exécutés pour le germon de la Méditerranée à l'aide du BSP. Le scénario 5 était le cas de base. T1+ considère la série temporelle de captures alternative (*cf.* Figure 6).

**Tableau 15.** Résumé des résultats du modèle BSP pour l'Atlantique Sud. Les chiffres entre parenthèses indiquent le coefficient de variation des paramètres.

**Tableau 16.** Résumé du scénario exécuté pour le germon de la Méditerranée à l'aide du BSP. Le scénario 5 était le cas de base. Les chiffres entre parenthèses indiquent le coefficient de variation des paramètres.

**Tableau 17.** Définitions des flottilles utilisées dans le modèle ASPIC.

**Tableau 18.** Prise totale par flottille utilisée dans le modèle ASPIC.

**Tableau 19.** Séries de CPUE utilisées dans le modèle ASPIC.

**Tableau 20.** Résumé des analyses d'ASPIC.

**Tableau 21.** Résultats du scénario de continuité de l'ASPM pour le germon de l'Atlantique Sud.

**Tableau 22.** Estimations de la mortalité totale (Z) obtenues avec l'analyse de la courbe de capture convertie en taille pour le germon de la Méditerranée.

**Tableau 23.** Résultats des sensibilités des points de référence YPR et SSB/R au schéma de croissance et à M postulés pour les quatre périodes de sélectivité utilisées dans l'analyse du germon de la Méditerranée.

**Tableau 24.** Tableaux de décision à partir des projections du modèle BSP pour le germon de l'Atlantique Sud.



**Tableau 25.** Matrice de stratégie de Kobe pour les modèles combinés ASPIC et BSP, indiquant la probabilité de  $B > B_{PME}$  et  $F < F_{PME}$ .

## TABLAS

**Tabla 1.** Parámetros biológicos y factores de conversión para los stocks de atún blanco del Sur y del Mediterráneo.

**Tabla 2.** Resumen de las tallas por edad previstas de atún blanco del Mediterráneo (fuentes, partes duras utilizadas y número de ejemplares indicado).

**Tabla 3.** Parámetros de la curva de crecimiento Von Bertalanffy considerados por el Grupo de trabajo. El SCRS adoptó los parámetros Megalofonou (2000) para el atún blanco del Mediterráneo. Los parámetros de las columnas  $>65$  cm,  $<68$ cm, y Double Von B se estimaron a partir de ajustes a los datos de talla por edad media ponderados de la Tabla 2. El modelo Double Von B utilizado fue el descrito por Porch *et al.* (2002).

**Tabla 4.** Catálogo de estadísticas de Tarea I (T1, en t) y Tarea II (T2 disponibilidad; donde: "a": t2ce únicamente; "b": t2sz únicamente; "ab": t2ce y t2sz) disponibles para ALB-S (stock meridional), entre 1980 y 2010. Para t2sz, se consideraron las frecuencias de tallas o la captura por talla.

**Tabla 5.** Catálogo de estadísticas de Tarea I (T1, en t) y Tarea II (T2 disponibilidad; donde: "a": t2ce únicamente; "b": t2sz únicamente; "ab": t2ce y t2sz) disponibles para ALB-M (stock mediterráneo), entre 1980 y 2010. Para t2sz, se consideraron las frecuencias de tallas o la captura por talla.

**Tabla 6.** Capturas de Tarea I (t) de atún blanco (*Thunnus alalunga*) por zonas, artes y pabellones principales (a 27 de julio de 2011).

**Tabla 7.** Captura por edad de atún blanco del Sur estimada mediante el algoritmo de determinación de la edad Kimura Chikuni.

**Tabla 8.** Captura por edad de atún blanco del Sur por grupo de flota (definiciones de flota ASPM).

**Tabla 9.** CPUE anuales estandarizadas para el atún blanco del Atlántico sur utilizadas para ajustar los modelos utilizados en la evaluación.

**Tabla 10.** CPUE anuales nominales y estandarizadas utilizadas en la evaluación del stock de atún blanco del Mediterráneo.

**Tabla 11.** Ensayos ASPIC realizados para el stock de atún blanco del Sur. Los ensayos 2, 6, 7 y 8 se consideraron escenarios del caso base

**Tabla 12.** Especificaciones del modelo BSP del Atlántico sur. Los ensayos 1, 4, 12 y 13 se consideraron casos base.

**Tabla 13.** Parámetros de la función logística de selectividad obtenida para el atún blanco del Mediterráneo.

**Tabla 14.** Ensayos para el atún blanco del Mediterráneo realizados mediante BSP. El ensayo 5 fue el caso base. T1+ considera series temporales de captura alternativas (véase la **Figura 6**).

**Tabla 15.** Resumen de los resultados del modelo bayesiano de producción excedente (BSP) para el atún blanco Atlántico sur. Los números entre corchetes indican el coeficiente de variación de los parámetros.

**Tabla 16.** Resumen de los ensayos del modelo bayesiano de producción excedente (BSP) para el atún blanco del Mediterráneo. El ensayo 5 era el caso base. Los números entre corchetes indican el coeficiente de variación de los parámetros.

**Tabla 17.** Definiciones de flota utilizadas en el modelo ASPIC.

**Tabla 18.** Captura total por flota utilizada en el modelo ASPIC.

**Tabla 19.** Series de CPUE utilizadas en el modelo ASPIC.

**Tabla 20.** Resumen del análisis ASPIC.

**Tabla 21.** Resultados del ensayo de continuidad ASPM para el atún blanco del Atlántico sur.

**Tabla 22.** Estimaciones de mortalidad total (Z) obtenidas con el análisis de la curva de captura convertida por tallas para el atún blanco del Mediterráneo.

**Tabla 23.** Resultados de sensibilidad de los puntos de referencia YPR y SSB/R al patrón de crecimiento y M asumidas para los cuatro periodos de selectividad utilizados en el análisis de atún blanco del Mediterráneo.

**Tabla 24.** Tablas de decisión de las proyecciones del modelo BSP para el atún blanco del Sur.

**Tabla 25.** Matriz de estrategia de Kobe para los modelos ASPIC y BSP combinados, indicando la probabilidad de que  $B > B_{RMS}$  y  $F < F_{RMS}$ .

## FIGURES

**Figure 1.** Proportion cumulative de germos méditerranéens échantillonnés et disponibles dans la base de données de l'ICCAT. La valeur centrale de 80% des tailles échantillonnées se situe entre 60 et 84 cm.

**Figure 2.** Comparaison des différentes formulations de croissance par rapport à l'information sur la taille par âge moyenne pondérée du Tableau 2. A des fins d'ajustement, on a postulé que l'âge au Tableau 2 était en milieu d'année. Les estimations de paramètres associés à chaque courbe sont comme au Tableau 3. Les valeurs escomptées au Tableau 2 sont mieux reflétées par l'ajustement Von B 2K que par le seul Von B évalué. On a postulé qu'une larve de germon d'une semaine mesurait 9 mm ; cette taille est indiquée sur le graphique même si elle n'a pas été utilisée pour ajuster les modèles.

**Figure 3.** Comparaison du taux de changement dans la taille comme une fonction de l'âge basée sur les paramètres des modèle de Megalofonou et 2K Von B pour les poissons d'âge 3 et plus.

**Figure 4.** Distribution géographique de la prise de germon (t) par engins principaux et décennie (a-e) entre 1960 et 2009. (Source: CATDIS version 2011.05)

**Figure 5.** Prises de germon du Sud de la Tâche I (t) cumulées par engin, entre 1956 et 2010.

**Figure 6.** Prises de germon de la Méditerranée de la Tâche I (t) cumulées par engin, entre 1956 et 2010. La série "\*Total" ajoute aux totaux de la Tâche I les séries historiques turques et la correction italienne en 2003.

**Figure 7.** Distribution de la fréquence de tailles estimée de la CAS pour le germon du Sud par année.

**Figure 8.** Diagramme de la proportion des substitutions de capture requises pour convertir la CAS en CAA pour le germon du Sud. CAS déclarée par les CPC, fréquence de tailles de la Tâche 2 extrapolée et substitutions de la Tâche II pour les flottilles sans information de fréquence de tailles.

**Figure 9.** Matrices de CAA pour le stock de germon de l'Atlantique Sud (total et par pêche principale).

**Figure 10.** Jeu de CPUE standardisées utilisé dans l'évaluation du stock de germon du Sud en 2011 à partir des flottilles de surface (caneurs sud-africains) et des flottilles palangrières (LL).

**Figure 11.** Jeu de CPUE standardisées utilisé dans l'évaluation du stock de germon du Sud en 2011 à partir des flottilles de surface (caneurs sud-africains) et des flottilles palangrières (LL) pour la période 1999-2010.

**Figure 12.** Jeu de CPUE standardisées et nominales échelonnées à travers la moyenne de la CPUE de chaque pêche utilisée dans l'évaluation du stock de germon de la Méditerranée.

**Figure 13.** Calculs de l'Atlantique Sud pour le prior de  $r$  pour le modèle BSP.

**Figure 14.** Calculs de la Méditerranée pour le prior de  $r$  pour le modèle BSP.

**Figure 15.** Diagramme de phase de l'Atlantique Sud du BSP, présentant les valeurs escomptées du taux de mortalité par pêche relative et de la biomasse relative, plus et moins une erreur standard.

**Figure 16.** Médianes de la biomasse et des taux de mortalité par pêche par rapport aux niveaux de la PME, avec des intervalles de 50 % de confiance, pour les quatre cas de base du modèle BSP et estimation ponctuelle de la biomasse et des intervalles de 50 % de confiance pour les quatre cas de base du modèle ASPIC.

**Figure 17.** Modèle BSP de l'Atlantique Sud ajusté au mode de la distribution postérieure pour les deux cas de base du modèle Schaeffer, avec une pondération égale (à gauche) par rapport à la pondération par prise (à droite) des séries de CPUE.

**Figure 18.** Pondération du scénario de pondération par prise du modèle BSP.

**Figure 19.** Analyse rétrospective du BSP de l'Atlantique Sud du modèle Schaeffer de pondération égale (scénario 1, ligne épaisse).

**Figure 20.** Fonctions de densité de probabilité de la distribution antérieure (ligne noire continue) et postérieure pour le taux intrinsèque d'augmentation ( $r$ ) du germon de l'Atlantique Sud à partir du modèle BSP, pour les quatre scénarios du cas de base et deux scénarios incluant des priors non-informatifs pour  $r$  (à gauche) et les scénarios rétrospectifs (à droite).

**Figure 21.** Résultats par bootstrap pour les modèles ASPIC (scénarios 2, 6, 7 et 8) et les scénarios BSP 1, 4, 12 et 13.

**Figure 22.** Ajustements du scénario de continuité ASPM du germon de l'Atlantique Sud aux séries de CPUE.

**Figure 23.** Scénario de continuité ASPM appliqué au germon de l'Atlantique Sud. Sélectivité estimée par flottille.

**Figure 24.** Scénario de continuité ASPM appliqué au germon de l'Atlantique Sud. Trajectoire estimée de la biomasse par rapport à la biomasse au niveau de la PME.

**Figure 25.** Scénario de continuité ASPM appliqué au germon de l'Atlantique Sud. Tendances temporelles de la prise par rapport à la production de remplacement en opposition à la biomasse par rapport à la biomasse au niveau de la PME.

**Figure 26.** Comparaison du scénario de continuité ASPM avec les résultats projetés provenant de l'ASPM de 2007 du germon de l'Atlantique Sud postulant une prise annuelle de 24.000 tonnes pour 2005-2009. Le scénario de continuité utilise a) la CPUE actualisée, b) la prise et c) les définitions de la flottille appliquées en 2007 et ne prend pas en considération les nouvelles données d'abondance relative disponibles pour l'évaluation de 2011.

**Figure 27.** Comparaison de l'état de la biomasse relative évaluée au moyen de l'analyse rétrospective du modèle ASPM de 2007 et du modèle BSP, réalisée en retirant séquentiellement les années de données les plus récentes afin de refléter ce qui aurait pu être disponible pour l'évaluation de 2007.

**Figure 28.** Estimations de la mortalité totale ( $Z$ ) obtenues avec l'analyse de la courbe de capture par tailles pour le germon de la Méditerranée.

**Figure 29.** ALB-Med. Courbes alternatives de sélectivité obtenues pour les différentes périodes de sélectivité envisagées. Les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  pour la fonction de sélectivité logistique ajustée pour chaque période sont consignés dans le **Tableau 13**.

**Figure 30.** Sensibilités de la production (kg) par recrue au schéma de croissance et  $M$  postulées pour les 4 périodes de sélectivité utilisées dans l'analyse du germon de la Méditerranée.

**Figure 31.** Sensibilités en pourcentage de la SPR (biomasse du stock reproducteur par recrue) au schéma de croissance et  $M$  postulées pour les 4 périodes de sélectivité utilisées dans l'analyse du germon de la Méditerranée.

**Figure 32.** Estimations du taux de mortalité par pêche en conditions d'équilibre par opposition à  $M$  en tant qu'indice approchant pour  $F_{PME}$  reposant sur l'analyse de la courbe de capture par tailles utilisant les échantillons de fréquence de tailles disponibles et postulant la croissance de Megalofonou (2000). La ligne centrale épaisse représente un postulat de  $M$  de 0,3 avec des schémas découlant d'un  $M$  postulé de 0,4 (pointillés inférieurs) et 0,2 (pointillés supérieurs) également représenté. Le diagramme supérieur illustre la série temporelle de la prise ( $t$ ) déclarée par pavillon.

**Figure 33.** Diagramme de phase pour le germon de la Méditerranée. Le cas de base est le cinq (en gras).

**Figure 34.** Trajectoires du modèle BSP pour le germon de la Méditerranée pour la biomasse par rapport à  $B_{PME}$  ( $B / B_{PME}$ ) et le taux de mortalité par pêche par rapport à  $F_{PME}$  ( $F / F_{PME}$ ) pour le cas de base (Med 5, panneaux supérieurs) et un scénario alternatif avec des priors non informatifs (Med 8, panneaux inférieurs), présentant 80 % des intervalles bayésiens de confiance (pointillés).

**Figure 35.** Diagramme de la médiane du taux de mortalité par pêche relative par rapport à la biomasse relative du modèle BSP, avec un intervalle de confiance de 80 % pour 2010, pour le modèle de référence.

**Figure 36.** Ajustements de la CPUE pour le cas de base (gauche) et avec des priors non-informatifs (droite).

**Figure 37.** Distribution préalable utilisée dans les modèles 1-7 et distribution postérieure pour  $r$  à partir de tous les scénarios du modèle BSP pour la Méditerranée. Le modèle 5 est le cas de base, et le modèle 8 a un prior non-informatif préalable pour  $r$ , le modèle 9 a un prior calculé selon une fourchette peu élevée de valeurs  $M$ .

**Figure 38.** Les « diagrammes de Kobe » par scénario pour les projections de TAC. Les lignes représentent la médiane des trajectoires du stock. Les quadrants sont définis pour la biomasse du stock et la mortalité par pêche par rapport à  $B_{PME}$  et  $F_{PME}$  ; à savoir  $SSB < B_{PME}$  (en rouge),  $F > F_{PME}$  (en vert),  $SSB \geq B_{PME}$  et  $F \leq F_{PME}$  (en jaune) d'autre part.

**Figure 39.** Diagramme de l'avis de la matrice de la stratégie de Kobe (K2SM). Les contours correspondent à la probabilité de se situer dans le quadrant de Kobe correspondant à  $SSB \geq B_{PME}$  et  $F \leq F_{PME}$  par année pour chacun des niveaux de TAC, intégrant tous les scénarios avec la même probabilité.

## FIGURAS

**Figura 1.** Proporción acumulativa de atún blanco del Mediterráneo muestreado y disponible en la base de datos de ICCAT. El 80% central de las tallas muestreadas se sitúa entre 60 y 84 cm.

**Figura 2.** Comparación de las diferentes formulaciones de crecimiento en lo que concierne a la información sobre talla por edad media ponderada de la **Tabla 2**. Para los ajustes, la edad de la **Tabla 2** se asumió como a mitad de año. Las estimaciones de parámetros asociadas con cada curva son las de la **Tabla 3**. Las previsiones de la **Tabla 2** se reflejan mejor mediante el ajuste Von B 2 k que mediante cualquier Von B simple evaluado. Se asumió que las larvas de atún blanco de una semana tenían una talla de 9 mm que, aunque no se utilizó en los ajustes de los modelos, sí se indica en el gráfico.

**Figura 3.** Comparación de la tasa de cambio en la talla como una función de la edad basada en los parámetros de los modelos Von B 2 K y Megalofonou para ejemplares de edades 3 y superiores.

**Figura 4.** Distribución geográfica de la captura de atún blanco (t) por artes principales y décadas (a-e) entre 1960 y 2009. (Fuente: CATDIS versión 2011.05)

**Figura 5.** Capturas de Tarea I de atún blanco del Sur (t) acumuladas por arte, entre 1956 y 2010.

**Figura 6.** Capturas de Tarea I de atún blanco del Mediterráneo (t) acumuladas por arte, entre 1956 y 2010. Las series “\*Total” añaden a los totales de Tarea I las series históricas de Turquía y la corrección para Italia en 2003.

**Figura 7.** Distribución de frecuencias de tallas estimada de la CAS para el atún blanco del Sur, por año.

**Figura 8.** Gráfico de la proporción de sustituciones de captura requeridas para convertir CAS en captura por edad (CAA) para el atún blanco del Sur. CAS comunicada por las CPC, frecuencias de talla de Tarea II extrapoladas y sustituciones de Tarea II para las flotas sin información sobre frecuencias de tallas.

**Figura 9.** Matrices CAA para el stock de atún blanco del Atlántico sur (total y por pesquería principal).

**Figura 10.** Conjunto de CPUE estandarizadas utilizadas en la evaluación de stock de atún blanco del Sur de 2011 de las flotas de superficie (cebo vivo de África del Sur) y palangre (LL).

**Figura 11.** Conjunto de CPUE estandarizadas utilizadas en la evaluación de stock de atún blanco del Sur de 2011 de las flotas de superficie (cebo vivo de África del Sur) y palangre (LL), para el periodo tardío 1999-2010.

**Figura 12.** Conjunto de CPUE estandarizadas y nominales escaladas mediante la media de la CPUE de cada pesquería utilizadas en la evaluación del stock de atún blanco del Mediterráneo.

**Figura 13.** Cálculos del Atlántico sur para la distribución previa de  $r$  para el modelo BSP.

**Figura 14.** Cálculos del Mediterráneo para la distribución previa de  $r$  para el modelo BSP.

**Figura 15.** Diagrama de fase del Atlántico sur del BSP, que muestra los valores previstos de tasa de mortalidad por pesca relativa y biomasa relativa, más y menos un error estándar.

**Figura 16.** Mediana de la biomasa y las tasas de mortalidad por pesca en relación con los niveles de RMS, con intervalos de confianza del 50%, para los 4 casos base del modelo BSP y la estimación puntual de la biomasa e intervalos de confianza del 50% para los 4 casos base del modelo ASPIC.

**Figura 17.** Ajuste del modelo BSP del Atlántico sur en la moda de la distribución posterior para los dos casos base de los modelos Schaeffer, con una ponderación igual (izquierda) frente a una ponderación por captura (derecha) de las series de CPUE.

**Figura 18.** Ponderación para el escenario de ponderación por captura para el modelo BSP.

**Figura 19.** Análisis retrospectivo del BSP del Atlántico sur del modelo Schaeffer de ponderación igual (Ensayo 1, línea gruesa).

**Figura 20.** Funciones de densidad de probabilidad de la distribución previa (línea continua negra) y posterior para la tasa intrínseca de incremento ( $r$ ) para el atún blanco del Atlántico sur a partir del modelo BSP, para los cuatro ensayos del caso base más dos ensayos con distribuciones previas no informativas para  $r$  a la izquierda y ensayos retrospectivos a la derecha.

**Figura 21.** Resultados del bootstrap para los modelos ASPIC (ensayos 2, 6, 7 y 8) junto con los de los ensayos BSP 1, 4, 12 y 13.

**Figura 22.** Ajustes de los ensayos de continuidad ASPM para el atún blanco del Atlántico sur a las series de CPUE.

**Figura 23.** Ensayo de continuidad ASPM para el atún blanco del Atlántico Sur. Selectividad estimada por flota.

**Figura 24.** Ensayo de continuidad ASPM para el atún blanco del Atlántico Sur. Trayectoria de biomasa estimada con respecto a la biomasa en RMS.

**Figura 25.** Ensayo de continuidad ASPM para el atún blanco del Atlántico Sur. Tendencias temporales de captura con respecto al rendimiento de sustitución versus la biomasa con respecto a la biomasa en RMS.

**Figura 26.** Comparación del ensayo de continuidad ASPM con el resultado proyectado a partir del ASPM de 2007 para el atún blanco del Atlántico sur, asumiendo una captura de 24.000 t por año para 2005-2009. El ensayo de continuidad utiliza únicamente las CPUE actualizadas, las definiciones de flota y la captura aplicadas en 2007 y no considera ningún dato de abundancia relativa disponible recientemente para la evaluación de 2011.

**Figura 27.** Comparación del estado de biomasa relativa evaluado con el análisis retrospectivo del modelo ASPM de 2007 y del modelo BSP de 2011, realizada mediante la extracción secuencial de los años más recientes de datos con el fin de reflejar lo que podría haber estado disponible para la evaluación de 2007.

**Figura 28.** Estimaciones de mortalidad total ( $Z$ ) obtenidas mediante el análisis de la curva de captura convertida por tallas para el atún blanco del Mediterráneo.

**Figura 29.** ALB-Med. Curvas de selectividades alternativas obtenidas para los diferentes periodos de selectividad considerados. En la **Tabla 13** se presentan los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  de la función logística de selectividad ajustada para cada periodo.

**Figura 30.** Sensibilidades del rendimiento (kg) por recluta al patrón de crecimiento y a la  $M$  asumidas para los cuatro periodos de selectividad utilizados en el análisis de atún blanco del Mediterráneo.

**Figura 31.** Sensibilidades de SPR porcentual (biomasa reproductora por recluta) al patrón de crecimiento y a la  $M$  asumidas para los cuatro periodos de selectividad utilizados en el análisis de atún blanco del Mediterráneo.

**Figura 32.** Estimaciones de la tasa de mortalidad por pesca en equilibrio con respecto a  $M$  como una aproximación para  $F_{RMS}$  basadas en el análisis de la curva de captura convertida por tallas utilizando las muestras de frecuencias de tallas disponibles y asumiendo un crecimiento Megalofonou (2000). La línea central continua representa un supuesto de  $M$  de 0,3 con patrones que resultan de una  $M$  asumida de 0,4 (línea inferior punteada) y 0,2 (línea superior punteada) que también se reflejan. El gráfico superior refleja las series temporales de captura ( $t$ ) comunicadas por pabellón.

**Figura 33.** Diagrama de fase para el atún blanco del Mediterráneo. El caso base es el cinco (en negrita).

**Figura 34.** Trayectorias del modelo BSP para el atún blanco del Mediterráneo para la biomasa con respecto a  $B_{RMS}$  ( $B/B_{RMS}$ ) y la tasa de mortalidad por pesca con respecto a  $F_{RMS}$  ( $F/F_{RMS}$ ) para el caso base (Med 5, paneles superiores) y un ensayo alternativo con distribuciones previas no informativas (Med 8, paneles inferiores), con intervalos de confianza bayesianos del 80% (líneas de puntos).

**Figura 35.** Gráfico de mediana de la tasa de mortalidad por pesca relativa versus la biomasa relativa del modelo BSP, se muestran los intervalos de confianza del 80% para 2010, para el caso base del modelo.

**Figura 36.** Ajustes de CPUE para el caso base (izquierda) y con distribuciones previas no informativas (derecha).

**Figura 37.** Distribuciones previas utilizadas en los modelos 1 a 7 y distribuciones posteriores para  $r$  de todos los ensayos del modelo BSP del Mediterráneo. El modelo 5 es el caso base, y el modelo 8 tiene una distribución previa no informativa para  $r$ , el modelo 9 tiene una distribución previa calculada con una gama más baja de valores de  $M$ .

**Figura 38.** “Diagramas de Kobe” por ensayo para las proyecciones del TAC: las líneas son las medianas de las trayectorias del stock. Los cuadrantes se definen para la biomasa del stock y la mortalidad por pesca con respecto a  $B_{RMS}$  y  $F_{RMS}$ ; a saber rojo  $SSB < B_{RMS}$  and  $F > F_{RMS}$ , verde  $SSB \geq B_{RMS}$  y  $F \leq F_{RMS}$ , amarillo, otros.

**Figura 39.** Gráfico de asesoramiento de la matriz de estrategia de Kobe (K2SM). Los contornos reflejan la probabilidad de situarse en el cuadrante de Kobe correspondiente a  $SSB \geq B_{MRS}$  y  $F \leq F_{RMS}$  por año para cada uno de los niveles de TAC, integrando todos los ensayos con la misma probabilidad.

## APPENDICES

- Appendice 1.** Ordre du jour
- Appendice 2.** Liste des participants
- Appendice 3.** Liste des documents
- Appendice 4.** Algorithme de détermination de l'âge reposant sur le mélange d'analyses de distribution Kimura Chikuni (Kimura 1987) mis en place avec une fonction de R de A. Murtua (<http://albertomurta.wikispaces.com/file/detail/Kimura-Chikuni-1987.R>). Fonction de R.

## APÉNDICES

- Apéndice 1.** Orden del día.
- Apéndice 2.** Lista de participantes.
- Apéndice 3.** Lista de documentos.
- Apéndice 4.** Algoritmo de determinación de la edad basado en la mezcla de análisis de distribuciones Kimura Chikuni (Kimura, 1987) implementado con una función de R de A. Murtua (<http://albertomurta.wikispaces.com/file/detail/Kimura-Chikuni-1987.R>). Función de R.

**Table 1.** Biological parameters and conversion factors for South and Mediterranean albacore stocks.

<i>South Stock</i>	<i>Parameters</i>	<i>Source</i>
Von Bertalanffy Growth	$L_{\infty} = 147.5$ cm; $k = 0.126$ per year; and $t_0 = - 1.89$	Lee and Yeh (2007)
Length-weight relation	$a=1.3718 \times 10^{-5}$ $b=3.0973$	Penney (1994)
Maturity	50% of mature fish at 90 cm (age5)	Bard (1981)
Assumed birth month	November	
Assumed month @ 30 cm	May	
<i>Mediterranean Stock</i>		
Von Bertalanffy Growth	$L_{\infty} = 94.7$ cm; $k = 0.258$ per year; and $t_0 = - 1.354$	Megalafonou (2000)
Length-weight relation	$a=3.119 \times 10^{-5}$ $b=2.88$	Megalafonou (1990)
Maturity	50% of mature fish at 66.3 cm	Arena et al. (1980)

**Table 2.** Summary of Mediterranean albacore expected lengths at age (sources, hard parts used and number of fish indicated).

<i>Integer Age</i>	<i>Arena (1980) scales</i>		<i>Megalafonou (1990) scales</i>		<i>Megalafonou (2000) fin rays</i>		<i>Megalafonou (2003) scales</i>		<i>Quelle et.al (2011) fin rays</i>		<i>Weighted average</i>	
	<i>FLcm</i>	<i>n</i>	<i>FLcm</i>	<i>n</i>	<i>FLcm</i>	<i>n</i>	<i>FLcm</i>	<i>n</i>	<i>FLcm</i>	<i>n</i>	<i>FLcm</i>	<i>n</i>
0	38.3	19									38.3	19
1	45.0	1	56.5	4			56.6	4	56.7	22	56.3	31
2	66.3	7	64.5	83	59.5	2	65.4	139	63.0	49	64.7	280
3	75.4	75	68.8	78	65.8	280	69.4	201	64.1	22	68.3	656
4	78.1	20	73.0	39	69.8	520	74.3	81	70.5	31	70.8	691
5			77.0	5	74.4	195	78.2	16	74.3	39	74.7	255
6			79.0	1	79.3	72	82.8	5	78.3	32	79.2	110
7					81.2	13			81.6	18	81.4	31
8					85.5	4			84.5	15	84.7	19
9					92.0	1			87.0	13	87.4	14
10									88.7	7	88.7	7
11									92.0	1	92.0	1

**Table 3.** Von Bertalanffy growth curve parameters considered by the Working Group. The Megalofonou (2000) parameters have been adopted by SCRS for Mediterranean albacore. The parameters under columns >65 cm, <68cm, and Double Von B were estimated from fits to the weighted average length at age data in **Table 2**. The Double Von B model was as described by Porch et al. (2002).

	<i>Megalofonou (2000)</i>			<i>Double Von B</i>	
		>65cm	<68cm		
Linf	94.7	131.3	65.2	Linf	107.2
K	0.258	0.059	1.758	K1	0.896
t0	-1.354	-8.922	0.011	K2	0.113
				t1	-0.006
				t2	-5.268
				tc	1.250



**Table 4.** Catalogue of ALB-S (southern stock) available Task I (T1, in tonnes) and Task II (T2 availability; where "a": t2ce only; "b": t2sz only; "ab": t2ce & t2sz) statistics, between 1980 and 2010. For t2sz, either size frequencies or CAS were considered.

Status	Flag	Gear	DS	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010					
CP	Belize	LL	T1																2				8	2															
			T2																						-1	a						54	32	31	213	303			
		PS	T1																																				
			T2																																				
Brasil	BB	T1			52	53	258	89	13	65	17			2	29	18																							
		T2			a	a	a	a	ab	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	-1	a	a	a	a	a	a	a	ab	a	a	ab	ab		
	GN	T1							0																														
		T2							-1																														
	HL	T1																																					
		T2																											0									0	
	LL	T1	390	256	729	678	469	293	501	322	395	433	485	1095	2710	3600	835	723	807	589	3013	1478	3758	6240	2865	1844	285	359	267	222	233	150							
		T2	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	a	a	a	a	a	a	a	a	a	ab	ab	ab	ab	ab	a	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab		
	PS	T1																																					
		T2																								26	4											1	
	SU	T1	86	20	19		5	0	6	8	9																												
		T2	-1	-1	-1		-1	-1	-1	-1	-1																												
	UN	T1																																					
		T2																																					
Cape Verde	PS	T1																																					
		T2																																					
China P.R.	LL	T1																																					
		T2																																					
Côte D'Ivoire	LL	T1																																					
		T2																																					47
EU.España	LL	T1														0	1	127	135	149	202	180	190	20	871	282	573	829	183	81	261	358	758	908	997				
		T2															ab	ab	ab	-1	ab	ab	ab	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	
	PS	T1	889	106	295	307	155	200	807	185							279	1816	648	682	255	4	66	173	156	7		7	193		24	9		25	64				
		T2	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1							ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	
UN	T1																																					900	
	T2																																					-1	
EU.France	PS	T1	457	912	947	372	7	18	35	100						50	449	564	129	82	190	38	40	13	23	11	18	63	16	478	347	12	50	60	109				
		T2	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1						ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	-1		
EU.Portugal	BB	T1																																					
		T2																																					
	LL	T1																																					
		T2																																					
PS	T1																																						
	T2																																						
EU.United Kingdom	LL	T1																																					
		T2																																					1
Guatemala	PS	T1																																					
		T2																																					40
Honduras	LL	T1																																					
		T2																																					
Japan	LL	T1	333	558	569	162	224	623	739	357	405	450	587	654	583	467	651	389	435	424	418	601	554	341	231	322	509	312	316	238	1370	921							
		T2	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	a		
	PS	T1																																					
		T2																																					

Korea Rep.	BB	T1	113																																					
		T2	a																																					
	LL	T1	690	682	563	599	348	511	321	383	180	54	19	31	5	20	3	3	18	4	7	14	18	1	5	37	42	66	56	88	374									
		T2	ab	ab	ab	ab	ab	ab	a	ab	ab	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	-1	-1	a	a	a	a	a									
Maroc	PS	T1	113																										41											
		T2	-1																										-1											
Namibia	BB	T1																			915	950	982	1192	1422	1072	2240	2969	2858	2432	3079	2031	2426	1058	1856	496				
		T2																			ab	ab	-1	-1	-1	ab	b	ab	ab	-1	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab			
	LL	T1																			196			7	7	90	178	450	105	721	250	313	2674	138	102	0				
		T2																			a			-1	-1	a	-1	ab	ab	-1	ab	ab	ab	ab	a	ab				
Panama	LL	T1	167	129	210					280	924					161	353	150	260	216	358	53	58																	
		T2	-1	-1	-1					-1	-1					-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1																	
	PS	T1											79	130	168	198	12	22			2	14																		
		T2											-1	-1	-1	-1	-1	-1			-1	-1																		
Philippines	LL	T1																			5	4	0																	
		T2																			a	a	a																	
South Africa	BB	T1	1233	1721	2523	1741	3184	6463	5787	7217	6526	6834	5220	3355	6306	6845	6842	5204	5425	6581	8401	5010	3463	6715	6057	3323	4153	2856	3365	2024	2334	4822								
		T2	ab	a	ab	a	a	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	b	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	a							
	HL	T1																									96			96										
		T2																									-1			a										
	LL	T1	350	536	120	591	311	44	96					66	0																									
		T2	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	-1																											
	PS	T1	7	1	81	6	34	9	9																															
		T2	a	a	a	a	a	a	a																															
	RR	T1																			82	201	288	324	1696	1028														
		T2																			-1	-1	a	a	a	a														
	SP	T1	260	62	456	422	11	181	38	58	44	56	60	55	34	31	28	16	49	75	56	110	90	90	135	111	108	120	32	93	34	53	685	24						
		T2	a	a	a	a	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1						
	UN	T1																																						
		T2																																						
St. Vincent and Grenadines	LL	T1																			2116	4292	44																	
		T2																			-1	-1	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a			
U.S.A.	LL	T1																			1	5	1	1	1	2	8	2	1											
		T2																			a	a	a	a	a	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab								
	PS	T1	16	2	102																																			
		T2	ab	ab	-1																																			
U.S.S.R.	SU	T1	99																																					
		T2	-1																																					
UK.Sta Helena	BB	T1																			38	5	82	47	18	1	1	58	12	2										
		T2																			-1	a	a	a	a	a	-1	a	a	a										
	HL	T1																																						
		T2	a																																					
	LL	T1																																						
		T2																																						
	RR	T1	4	7	11	7	9					2	1	1	1	5	28																							
		T2	-1	-1	-1	-1	-1					-1	-1	-1	-1	-1	-1																							
Uruguay	LL	T1	23	235	373	526	1531	262	178	100	83	55	34	31	28	16	49	75	56	110	90	90	135	111	108	120	32	93	34	53	685	24								
		T2	a	a	b	b	b	b	b	b	b	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1								
Vanuatu	LL	T1																									0	684	1400	96	131	64								
		T2																									a	a	a	-1	-1	-1								
Venezuela	LL	T1																																						
		T2																																						
	PS	T1																			a																			
		T2																			a																			
NCC Chinese Taipei	GN	T1																									927													
		T2																									-1													
	LL	T1	18710	18187	22800	9502	7889	19643	2792	28790	20746	18386	20442	19883	23063	19400	22573	18351	18956	18165	16106	17377	17221	15833	17321	17351	13288	10730	12293	13146	9966	8678	10975							
		T2	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab								



**Table 5.** Catalogue of ALB-M (Mediterranean stock) available Task I (T1, in tonnes) and Task II (T2 availability; where "a": t2ce only; "b": t2sz only; "ab": t2ce & t2sz) statistics, between 1980 and 2010. For t2sz, either size frequencies or CAS were considered.

Status	Flag	Gear	DS	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010				
CP	EU.Cyprus	GN	T1																							0												
			T2																								a											
	LL	T1																								17	243	337	451	695	204	220						
		T2																								a	a	a	ab	ab	ab	ab						
	SP	T1																							6	12	13	6	30									
		T2																							a		-1	-1	-1	-1								
	TL	T1																																			1	
		T2																																	a			
	TN	T1																										7	58									
		T2																									a	a										
TR	T1																																					
	T2																																		b			
UN	T1																																	56	17	4	3	
	T2																											a	a	a	a						-1	
EU.España	BB	T1		900	539	535	1331	243							83	499	171	231	81	163	205			33	96	88	77	29					0					
		T2		-1	a	ab	ab	ab								ab	ab	ab	b	ab	ab	ab			ab	ab	a	-1	ab				-1	a				
	LL	T1											3	3		1	6	8	3	6	25	176	22	74	51	112	37	1	109	148	322	421	208	204				
		T2										ab	ab			ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	ab	-1	-1	a	a	a	a	ab	ab			
	PS	T1							24									5																				
		T2							a									ab																				
	SP	T1																																				
		T2																																		b	b	
	SU	T1					37														80	2	24	41	5	12	26		29	40	60	94	31	0				
		T2					-1														a	a	a	a	a	a	a		-1	-1	a	a	a	a	a	a		
	TP	T1													1																							
		T2													a																							
	TR	T1																																				
		T2																																				
	UN	T1																																				277
		T2																								a												
EU.France	LL	T1																																			0	
		T2																																				-1
	PS	T1					141	250	10	50	16	16	91	110	6	59	18	0											0	1								
		T2					-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1											-1	-1								
	SP	T1							10	10	15	15	30	30	5	5	5	3																			2	
		T2																																				-1
	TW	T1																																				0
		T2																																				-1
UN	T1																																				1	0
	T2																																					-1
EU.Greece	HL	T1																										20	18	14	12	27	20	13	18	68		
		T2																																				-1
	LL	T1																																				0
PS	T1																																					
	T2																																					-1
LL	T1																																					
	T2																																					
PS	T1																																					
	T2																																					







**Table 7.** Estimated south albacore CAA using the Kimura Chikuni ageing algorithm.

ALL fleets											
Year	Age_0	Age_1	Age_2	Age_3	Age_4	Age_5	Age_6	Age_7	Age_8	Age_9	Age_10
1975	10	724	20617	134848	314686	221960	107047	82736	74520	56793	39741
1976	26	2956	39983	143631	257703	213461	135271	118398	99989	69962	44085
1977	456	5555	57892	185656	343495	348770	192478	122074	73007	37782	19545
1978	144	10012	83218	225462	336770	244792	178779	185218	117573	55046	28616
1979	2779	1353	9399	79133	309828	272966	155627	117793	122712	101945	75145
1980	69836	77975	136597	246078	304630	271221	173901	126272	82657	54121	45727
1981	2600	32940	74320	213708	299941	248552	145280	123980	110533	94870	88042
1982	5313	16910	88076	384012	487977	321684	184621	149874	118253	83212	71164
1983	2133	7672	34490	151398	247263	164288	96622	77345	52916	41577	47657
1984	454	4975	54745	157680	210314	131416	83908	68429	48364	36719	65086
1985	13346	48252	177927	438782	597533	398680	212304	126410	84600	62719	54127
1986	9615	57129	181099	384093	594996	461140	239432	144846	118580	109819	117150
1987	9895	32013	197536	337767	689209	679343	316712	153751	109140	93198	86652
1988	948	1900	55980	199688	526101	444264	211021	115405	90797	86534	95084
1989	348	31866	73185	210870	532838	432026	221710	130404	103588	54682	22028
1990	352	13004	50530	334151	560592	507960	207609	95110	54815	53982	47853
1991	3	2313	109357	359251	256811	290845	94639	41904	99312	151363	152921
1992	90	652	28823	224373	568541	543307	287492	199161	151420	108704	67763
1993	3579	32312	167263	321095	653258	482485	248080	163560	120223	71781	41002
1994	1887	96483	386708	491798	589959	403739	224518	159886	139344	92539	55872
1995	1918	179200	276403	259751	337922	349211	181901	112171	104706	96323	78665
1996	7628	121505	310043	341918	469311	416845	174032	106258	99707	66679	44004
1997	3364	23326	85906	238947	363599	350945	197904	129418	114793	95233	90630
1998	31	11079	70746	170041	469722	356808	205113	180540	135853	100641	85603
1999	7192	10704	85198	191175	355519	280066	201944	178846	131246	96033	81296
2000	0	1067	41051	239970	299811	213731	137367	138444	170610	181557	170528
2001	0	1530	58575	269423	440353	256852	207016	215110	201967	209818	192201
2002	11007	21116	198369	136989	365723	305898	233220	187972	141234	112072	113650
2003	1384	23504	30406	37115	198523	256781	247863	207067	149123	124238	110964
2004	3088	17247	76231	127893	271251	312790	201303	131430	92439	68123	55472
2005	3	1965	33455	209834	311921	171671	123861	107863	87289	65313	50185
2006	3905	5978	68483	250589	325201	225727	192982	153456	105870	72641	63861
2007	63	4698	51982	136600	272480	304947	166727	91621	69993	62186	58823
2008	18	7717	68357	176156	345677	279341	155727	83110	53472	40261	32641
2009	38	6672	56476	151466	355904	351807	207076	122153	78993	53615	41973



**Table 8.** Estimated CAA ALB-S by fleet group (ASPM fleet definitions).

Fleet	Year	Age_0	Age_1	Age_2	Age_3	Age_4	Age_5	Age_6	Age_7	Age_8	Age_9	Age_10	Fleet	Year	Age_0	Age_1	Age_2	Age_3	Age_4	Age_5	Age_6	Age_7	Age_8	Age_9	Age_10		
BB_NAM	1975	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	BB_ZAF	1975	0	0	0	0	0	17	425	1132	607	310	156	55	23
	1976	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1976	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	1977	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1977	0	0	0	0	0	9	25	13	7	3	1	0	
	1978	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1978	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	1979	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1979	0	0	0	0	0	0	490	1304	699	357	180	63	27
	1980	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1980	0	0	0	0	0	466	11404	30342	16261	8301	4183	1462	625
	1981	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1981	0	799	3645	30617	61862	37677	7696	2159	477	131	44	11	
	1982	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1982	0	1172	5344	44884	90991	55235	11282	3167	697	191	68	48	
	1983	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1983	0	809	3898	30972	62581	38115	1785	2184	483	132	45	23	
	1984	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1984	0	1782	27967	72089	87331	46490	15820	8047	4017	1579	663	303	
	1985	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1985	2	3615	56771	146328	177268	94367	31120	16335	8153	3205	1345	550	
	1986	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1986	7	1756	24526	62689	144527	141693	45768	13472	4810	1676	669	251	
	1987	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1987	0	17	5172	34076	109584	217281	71800	11273	4117	973	314	114	
	1988	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1988	772	1424	31389	50224	141288	180294	66564	14874	3467	947	328	118	
	1989	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1989	0	2220	41535	132480	259634	130534	32092	5473	917	258	131	271	
	1990	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1990	257	9690	8992	76768	165328	126736	30742	8679	2759	744	271	121	
	1991	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1991	0	908	10772	86509	138380	51929	9401	3197	1216	365	146	56	
	1992	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1992	0	20	8323	62132	222181	189403	31774	2808	782	224	97	27	
	1993	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		1993	2	1825	51854	99355	284640	160292	24503	3236	872	268	108	43	
	1994	0	5	3993	59357	25780	8216	1328	168	43	11	0		1994	3	2636	51439	208134	251375	115012	25532	8740	1439	393	154	103	
	1995	0	760	3565	4133	17830	33098	9260	1287	245	148	211		1995	1	7445	32401	57865	144560	137785	42469	5944	2299	699	303	154	
	1996	0	786	3685	4272	18431	34213	9617	1330	253	153	219		1996	0	659	15441	60374	205255	139045	27412	5759	1107	205	116	26	
	1997	0	954	4474	5185	22372	41530	11529	1614	308	186	265		1997	0	2878	48239	114450	395689	135074	42256	14331	6547	2514	837	314	
	1998	0	52	1832	16488	58756	33300	4561	297	63	28	0		1998	0	570	22428	107897	330222	187996	38422	7725	1936	735	521	197	
	1999	0	39	1381	12581	44159	25104	3438	224	47	21	0		1999	0	678	31690	113476	183250	102390	24975	5756	2207	764	314	114	
	2000	0	75	594	46706	72660	48955	11239	2970	588	90	22		2000	0	56	9575	79205	92222	39886	21182	13999	6675	2419	940	340	
	2001	0	1	2807	20909	73182	78867	25131	6563	2899	1616	851		2001	0	797	42872	197874	265703	108330	17346	3487	1027	469	209	85	
	2002	0	0	0	0	256	1877	11125	30788	37290	23799	11740	6685		2002	0	2881	157897	205050	108650	17105	4402	1898	642	236	26	
	2003	0	0	0	0	218	1597	9467	26182	31742	20252	9980	5689		2003	0	0	16	9742	40565	85278	33571	10428	3750	1619	874	118
	2004	0	23	5905	21462	93932	66604	25224	8597	3758	1868	953		2004	0	727	43485	42219	15784	106677	53862	17724	6882	2450	957	122	
	2005	3	151	3864	22750	46016	29240	17836	8979	4925	2736	2157		2005	0	12	16471	125574	149086	25073	1709	577	174	18	8	2	
	2006	84	453	3859	26236	23287	23275	37677	23725	7749	2117	751		2006	0	312	36788	129255	104596	22129	10056	7079	5223	2358	924	105	105
	2007	0	862	10087	38969	26557	14259	4847	1792	1073	626	400		2007	0	0	969	10517	46425	59260	25072	7741	1883	340	105	105	
	2008	0	33	1451	20130	37252	70270	22976	7548	2037	702	335		2008	10	2256	20857	44445	68068	38453	14507	2366	2331	1215	732	115	115
	2009	0	8	2271	19160	66938	109757	68954	30317	11836	4304	2095		2009	21	4661	43100	91842	140532	81920	30101	10945	4816	2510	1514	1514	1514
LL_BRA	1975	0	0	0	0	4	249	1231	2528	2400	1089	300	67	LL_TAI	1975	0	649	19752	131520	302707	204563	85909	48855	37399	27760	17089	17089
	1976	0	0	0	2	35	904	3294	4031	3406	1730	590	168		1976	26	2941	39675	142283	249453	193666	108765	81017	58465	34797	18847	18847
	1977	9	110	1159	3745	7797	9462	5725	3471	1674	674	264		1977	486	5363	56530	178531	311678	291169	13870	73109	37161	17427	8774	8774	
	1978	0	52	118	1884	12659	10510	3378	1075	342	88	31		1978	144	9921	82926	221660	311887	214266	15701	16644	10459	45235	19997	19997	
	1979	0	3	784	3080	7932	6471	3954	2227	811	223	58		1979	2777	1348	8227	73803	289405	240887	132703	102669	113068	95335	67572	67572	
	1980	0	0	3	62	407	2559	6406	5173	2258	713	207		1980	69714	77857	135743	240491	269664	195627	127504	99054	66609	42775	34700	34700	
	1981	0	0	0	77	1283	3231	6937	2670	1163	359	101		1981	2592	3098	63762	130622	134543	136668	111740	108364	101740	88888	83123	83123	
	1982	0	0	93	125	996	5498	10211	8923	4804	1903	612		1982	4622	13819	76779	296381	319307	210267	143886	119399	97401	72640	66054	66054	
	1983	0	0	84	527	1977	4264	6305	4136	1715	652	393		1983	2125	6018	26842	80909	114530	71205	53655	117029	116709	84491	49435	49435	
	1984	0	0	0	144	2532	6443	7636	4646	1772	530	157		1984	450	2234	11928	46027	67351	40434	34511	117818	33705	30098	61421	61421	
	1985	0	0	39	255	2941	4338	3944	2265	1035	470	207		1985	13344	43241	104150	248250	345775	240183	131622	76277	58740	51511	48599	48599	
	1986	0	0	0	41	2077	7649	8582	4673	1796	518	144		1986	9606	54916	150371	304390	407107	267446	158260	98517	91028	98528	112960	112960	
	1987	19	66	420	679	1699	3884	5125	3296	1330	490	243		1987	9342	31842	190491	293622	470307	382949	18610	102125	85123	82960	82558	82558	
	1988	0	0	84	527	1977	4264	6305	4136	1715	652	393		1988	0	143	17119	112119	333697	201779	115784	87193	80398	82242	9252	9252	
	1989	1	97	235	884	2030	2541	3417	4457	3735	1979	937		1989	347	29347	26443	60246	241644	281235	175079	110732	92226	48793	19019	19019	
	1990	0	11	262	2317	4283	4874	4171	3934	2746	1774	1141		1990	52	1699	38047	229419	341729	332134	153588	71078	42079	46481	42843	42843	
	1991	0	56	4105	11427	4974	10842	5402	3411	5311	6855	6546		1991	3	1284	92395	251917	103300	216843	68567	24453	82065	134996	138991	138991	
	1992	0	5	105	585	868	2201	13694	33801	33298	17852	6773		1992	87	536	17968	146715	316764	321780	21699	128336	84589	66623	84427	84427	
	1993	513	4348	15972	31046	50732	46254	32531	22081	15984	9319	5223		1993	3018	25588	93737	177996	283577								

**Table 9.** Standardized annual CPUEs for South Atlantic albacore used to fit models used in the assessment.

	<i>Japan LL early</i>	<i>Japan LL transition</i>	<i>Japan LL by-catch</i>	<i>Uruguay LL</i>	<i>Brazil LL</i>	<i>South Africa BB early</i>	<i>South Africa BB late</i>	<i>Taiwan LL</i>
Age Range	3-8+	3-8+	3-8+	3-8+	3-8+	2-3	2-3	3-8+
Catch Units	Number	Number	Number	Weight	Number	Weight	Weight	Number
Effort Units	1000 hooks	1000 hooks	1000 hooks	1000 hooks	1000 hooks	fishing days	fishing days	1000 hooks
Selectivity	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch
Model	Neg. Binomial	Neg. Binomial	Neg. Binomial	Delta log-normal	ZIP	LogNormal	LogNormal	LogNormal
Used in assess	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year								
1959	40,39							
1960	38,09							
1961	30,60							
1962	21,93							
1963	21,23							
1964	21,31							
1965	14,36							
1966	13,05							
1967	13,87							18,28
1968	12,80							18,65
1969	7,75	8,53						19,82
1970		4,10						14,94
1971		6,49						15,05
1972		3,48						10,40
1973		2,34						9,03
1974		1,38						10,20
1975		0,83	0,91					11,96
1976			1,08					12,59
1977			0,69					13,81
1978			1,26		0,23			12,31
1979			0,52		8,88			11,42

1980	0,75		3,24		10,48
1981	1,54		3,13		8,37
1982	1,22		2,76		8,33
1983	0,96	125,19	4,32		8,17
1984	0,99	60,12	6,14		9,21
1985	1,66	83,26	3,92	735,42	8,75
1986	1,93	133,45	4,73	661,58	8,62
1987	0,79	93,98	6,04	799,78	7,68
1988	0,57	119,25	5,76	636,29	5,54
1989	0,71	73,77	10,60	584,27	4,94
1990	0,97	77,07	5,48	576,40	5,21
1991	1,11	105,13	6,79	542,31	5,92
1992	0,62	59,48	6,36	655,47	7,04
1993	0,53	82,94	18,30	602,80	6,03
1994	0,77	45,29	22,49	632,83	7,68
1995	0,49	50,88	9,60	652,88	7,66
1996	0,54	73,88	10,72	681,66	8,11
1997	0,71	111,81	9,50	826,70	7,64
1998	0,69	91,28	14,14	841,63	6,63
1999	0,74	52,28	10,27		2568,73
2000	1,26	56,41	10,48		2267,83
2001	1,29	35,10	9,65		2400,95
2002	0,83	28,97	7,64		1979,17
2003	0,87	7,77	1,20		2820,15
2004	0,95	6,23	2,68		1902,38
2005	0,72	4,59	1,90		2706,02
2006	0,39	17,62	1,54		2517,02
2007	0,30	43,35	2,11		2723,45
2008	0,63	31,47	0,87		2108,82
2009	0,74	42,47	3,48		2293,70
2010	0,97	28,35	3,44		2010,40

**Table 10** Standardized and nominal annual CPUEs used in the assessment of the Mediterranean albacore stock.

	<i>Greek Bycatch</i>	<i>Greek LLALB</i>	<i>Italy LL South Adriatic Sea</i>	<i>Italy LL Tyrrhenian Sea and the south-central Med</i>	<i>Spain LLALB</i>	<i>Spain Sport</i>
Catch units	Presence/absence	Weight (Kg)	Weight (Kg)	Number	Number	Number
Effort units	n° hooks	n° hooks	n° hooks	n° hooks	n° hooks	n° rods
Model	Binomial	Gamma	Nominal	Nominal	Neg, Binomial	Nominal
Used in assess	Y (sensitivity)	Y	Y	Y	Y	Y
Year						
1984			85.02			
1985			105.59			
1986			112.81			
1987			248.77			
1988						
1989						
1990			220.61			
1991			181.67			
1992			188.89			
1993	0.10		124.44			
1994	0.13		169.30			
1995			136.44			
1996						
1997						
1998			98.56			
1999			105.78	32.51		
2000			133.64			
2001						
2002						
2003	1.73E-09	85.72		9.29		
2004	1.42E-01	58.47		14.36	129.06	0.38
2005	1.12E-01	69.85		12.76	188.21	0.52
2006	6.88E-02	81.79		68.81	145.26	0.96
2007	2.00E-09				145.24	0.61
2008	2.02E-09				207.42	1.51
2009	3.24E-09				166.99	1.97
2010	2.39E-09				341.79	

**Table 11.** ASPIC runs carried out for the southern albacore stock. Runs 2, 6, 7 and 8 are considered base case scenarios.

<i>Run</i>	<i>Weight</i>	<i>BI/K (fixed)</i>	<i>Model</i>	<i>Confidence intervals</i>
1	Equal for all fleets	1	Logistic	standard approach
1b	Equal for all fleets	1	Logistic	bootstrap
2	Equal for all fleets	0.9	Logistic	standard approach
2b	Equal for all fleets	0.9	Logistic	bootstrap
3	Equal for all fleets	1	Fox	standard approach
4	Uruguay series down-weighted to 1%	1	Logistic	standard approach
5	Weighted by catch	1	Logistic	standard approach
6	Equal for all fleets	0.9	Fox	standard approach
6b	Equal for all fleets	0.9	Fox	bootstrap
7	Weighted by catch	0.9	Logistic	standard approach
7b	Weighted by catch	0.9	Logistic	bootstrap
8	Weighted by catch	0.9	Fox	standard approach
8b	Weighted by catch	0.9	Fox	bootstrap

**Table 12.** South Atlantic BSP model specifications. Runs 1, 4, 12 and 13 are considered base cases.

<i>Run</i>	<i>Start year</i>	<i>End year</i>	<i>Catch</i>	<i>Bo/K (mean)</i>	<i>Weighting</i>	<i>Series</i>	<i>r prior</i>	<i>Type</i>	<i>Projection?</i>
<b>1</b>	1956	2009	Task 1	0.9	equal	all	base	Logistic	yes
2	1956	2009	Task 1	0.8	equal	all	base	Logistic	no
3	1956	2009	Task 1	1	equal	all	base	Logistic	no
<b>4</b>	1956	2009	Task 1	0.9	catch	all	base	Logistic	yes
5	1956	2009	Task 1	0.9	equal	all	uninf	Logistic	no
6	1956	2009	Task 1	0.9	catch	all	uninf	Logistic	no
7	1956	2008	Task 1	0.9	equal	all	base	Logistic	no
8	1956	2007	Task 1	0.9	equal	all	base	Logistic	no
9	1956	2006	Task 1	0.9	equal	all	base	Logistic	no
10	1956	2005	Task 1	0.9	equal	all	base	Logistic	no
11	1956	2004	Task 1	0.9	equal	all	base	Logistic	no
<b>12</b>	1956	2009	Task 1	0.9	equal	all	base	Fox	yes
<b>13</b>	1956	2009	Task 1	0.9	catch	all	base	Fox	yes

**Table 13.** Logistic selectivity function parameters obtained for Mediterranean albacore

<i>Parameters</i>	<i>Period</i>		
	<i>1977</i>	<i>1984</i>	<i>1987-2008</i>
$\alpha$	-38.1637	-46.7613	-60.9887
$\beta$	0.512	0.681	1.014

**Table 14.** Runs conducted for Mediterranean albacore using BSP. Run 5 was the base case. T1+ considers the alternative catch time series (see Figure 6).

<i>Ru</i>	<i>Start</i>	<i>End</i>	<i>Catch</i>	<i>Bo/K</i>	<i>Weighting</i>	<i>Series</i>	<i>r prior</i>
1	1965	2010	Task 1	0.9	Equal	all	base
2	1965	2010	Task 1	0.8	Equal	all	base
3	1965	2010	Task 1	1	Equal	all	base
4	1957	2010	T1+	0.9	Equal	all	base
5	1965	2010	Task 1	0.9	Equal	All - Greek by-catch	base
6	1965	2010	Task 1	0.9	Equal	Italy LL, Greek LL,	base
7	1965	2010	Task 1	0.9	Catch	Italy LL, Greek LL,	base
8	1965	2010	Task 1	0.9	Equal	All - Greek by-catch	Uninform.
9	1965	2010	Task 1	0.9	Equal	All - Greek by-catch	with lower M

**Table 15.** South Atlantic BSP results summary. Numbers in brackets indicate the coefficient of variation of the parameters.

<i>Run</i>	<i>K</i>	<i>R</i>	<i>MSY</i>	<i>Bcur</i>	<i>Binit</i>	<i>Bcur/ Binit</i>	<i>Ccur/ MSY</i>	<i>Bcur/ Bmsy</i>	<i>Fcur/ Fmsy</i>
<b>1</b>	645000	0.18	21300	188000	593000	0.31	1.17	0.58	2.28
	(0.54)	(0.6)	(0.23)	(0.67)	(0.54)	(0.32)	(0.44)	(0.31)	(0.61)
<b>2</b>	653000	0.18	21500	181000	542000	0.34	1.16	0.56	2.34
	(0.56)	(0.6)	(0.22)	(0.65)	(0.55)	(0.32)	(0.41)	(0.32)	(0.62)
<b>3</b>	643000	0.18	21200	193000	648000	0.29	1.19	0.59	2.25
	(0.52)	(0.6)	(0.24)	(0.68)	(0.52)	(0.32)	(0.47)	(0.31)	(0.6)
<b>4</b>	798000	0.22	36600	502000	803000	0.61	0.87	1.22	1.06
	(0.53)	(0.62)	(0.79)	(0.75)	(0.54)	(0.37)	(0.61)	(0.36)	(1.35)
<b>5</b>	663000	0.22	21500	194000	603000	0.32	1.24	0.59	2.41
	(0.63)	(0.84)	(0.65)	(0.74)	(0.63)	(0.33)	(0.54)	(0.33)	(0.73)
<b>6</b>	556000	1.22	147000	459000	553000	0.85	0.47	1.65	0.42
	(0.87)	(0.66)	(1.34)	(0.96)	(0.88)	(0.33)	(0.97)	(0.24)	(2.15)
<b>12</b>	780000	0.22	20500	231000	711000	0.32	1.31	0.8	1.86
	(0.56)	(0.74)	(0.32)	(0.68)	(0.56)	(0.3)	(0.61)	(0.3)	(0.77)
<b>13</b>	703000	0.5	50000	444000	652000	0.67	0.74	1.69	0.65
	(0.66)	(0.75)	(1.1)	(0.85)	(0.66)	(0.34)	(0.63)	(0.34)	(1.54)

**Table 16.** Run summary for Mediterranean albacore BSP. Run 5 was the base case. Numbers in brackets indicate the coefficient of variation of the parameters.

<i>Run</i>	<i>K</i>	<i>r</i>	<i>MSY</i>	<i>Bcur</i>	<i>Binit</i>	<i>Bcur/ Binit</i>	<i>Ccur/ MSY</i>	<i>Bcur/ Bmsy</i>	<i>Fcur/ Fmsy</i>
1	322000 (0.81)	0.4 (0.6)	28800 (1.12)	306000 (0.84)	298000 (0.81)	0.99 (0.13)	0.18 (1.15)	1.83 (0.11)	0.12 (1.85)
2	324000 (0.81)	0.4 (0.6)	29000 (1.12)	307000 (0.84)	276000 (0.81)	1.07 (0.13)	0.18 (1.12)	1.82 (0.12)	0.12 (1.85)
3	315000 (0.8)	0.4 (0.6)	28300 (1.11)	299000 (0.84)	312000 (0.8)	0.92 (0.13)	0.18 (1.17)	1.83 (0.11)	0.12 (1.83)
4	321000 (0.79)	0.4 (0.6)	28900 (1.1)	305000 (0.82)	319000 (0.79)	0.92 (0.13)	0.17 (1.17)	1.82 (0.11)	0.11 (1.84)
5	322000 (0.81)	0.4 (0.6)	28900 (1.11)	306000 (0.84)	298000 (0.81)	0.99 (0.13)	0.18 (1.16)	1.83 (0.12)	0.12 (1.89)
6	320000 (0.81)	0.39 (0.62)	28300 (1.14)	302000 (0.86)	296000 (0.82)	0.97 (0.16)	0.2 (1.27)	1.8 (0.15)	0.15 (2.85)
7	317000 (0.82)	0.38 (0.62)	27900 (1.15)	299000 (0.86)	293000 (0.82)	0.96 (0.17)	0.21 (1.3)	1.78 (0.16)	0.17 (3.62)
8	239000 (1.06)	1.14 (0.47)	61700 (1.31)	234000 (1.08)	235000 (1.06)	0.97 (0.08)	0.12 (1.14)	1.9 (0.07)	0.07 (1.69)
9	319000 (0.81)	0.4 (0.56)	29200 (1.08)	304000 (0.85)	296000 (0.82)	0.99 (0.12)	0.17 (1.1)	1.83 (0.11)	0.11 (1.79)

**Table 17.** Fleet definitions used in the ASPIC model.

<i>Fleet 1</i>	<i>Fleet 2 (1956 – 1969)</i> <i>Fleet 3 (1970 – 1975)</i> <i>Fleet 4 (1976 – 2009)</i>	<i>Fleet 5</i>	<i>Fleet 6 (1956 – 1998)</i> <i>Fleet 7 (1999 – 2009)</i>	<i>Fleet 8</i>
Chinese Taipei (LL) Korea (LL)	China LL E. C. España (LL) E. C. Portugal (LL) Japan (LL) Philippines (LL) St .Vincent and Grenadines (LL) USA (LL) USSR (LL) Vanuatu (LL) Honduras (LL) Nei (LL)	Brazil (LL, SU) Panama (LL) South Africa (LL, UN) Argentina (LL, TW, UN) Belize (LL) Cambodia (LL) Cuba (LL, UN)	Brazil (BB, GN, HL, PS) E. C. España (PS) E. C. France (PS) E. C. Portugal (BB, PS) Japan (BB, PS) Namibia (BB) Korea (BB) Maroc (PS) Panama (PS) South Africa (BB, HL, PS, RR, SP) USA (PS) USSR (PS) UK St Helena (BB, RR) Chinese Taipei (GN) Nei (PS) Netherlands (PS)	Uruguay (LL)

**Table 18.** Total catch by fleet used in the ASPIC model.

	<i>Fleet 1</i>	<i>Fleet 2</i>	<i>Fleet 3</i>	<i>Fleet 4</i>	<i>Fleet 5</i>	<i>Fleet 6</i>	<i>Fleet 7</i>	<i>Fleet 8</i>
1956		21						
1957		725						
1958		1047						
1959		3015			1700			
1960		8673			1802			
1961		9293			1472			
1962		18222			749			
1963		15104			2281			
1964	115	23738			2124	22		
1965	346	28309			1190			
1966	5275	21023			998			
1967	7412	7719			752			
1968	12489	11857			1304	38		
1969	21732	6331			430			
1970	17255		5898		500			
1971	21323		3218		344			
1972	30640		2087		352	110		
1973	25888		277		1969.1	100		
1974	19079		109		365	163		



1975	16614		306		536	151		
1976	17976			73	1129	197		
1977	19858			105	1162	330		
1978	21837			135	867	256		
1979	21218			105	665.982	651		
1980	19400			333	1024	2189		
1981	18869			558	996	3594		23
1982	23363			569	1114	4391		235
1983	10101			162	1360	2922		373
1984	8237			224	1061	4551		526
1985	20154			623	517.2	8272		1531
1986	27913			739	1263	7111		262
1987	29173			357	1733	9189		178
1988	20926			405	816	7926		100
1989	18440			450	788	7450		83
1990	20461			587	638	6973		55
1991	19914			804	1333	3930		34
1992	23068			1001	3374	9089		31
1993	19420			748	3753	8863		28
1994	22575			923	1684	10100		16
1995	18354			695	941	7513		49
1996	18974			785	1165	7426		75
1997	18169			673	769	8354		56
1998	16113			487	3098	10787		110
1999	17391			1560	1651		6965	90
2000	17239			3041	4027		6989	90
2001	15834			5235	6834		10757	135
2002	17321			1142	3097		10074	111
2003	17356			534	2641		7364	108
2004	13325			703	606		7789	120
2005	10772			1446	727		5905	32
2006	12359			2247	3041		6712	93
2007	13202			1313	538		5181	34
2008	10054			2633	478		5640	53
2009	9052			2469	488		10133	685

**Table 19.** CPUE series used in the ASPIC model.

<i>Fleet represented</i>	<i>Fleet 1</i>	<i>Fleet 2</i>	<i>Fleet 3</i>	<i>Fleet 4</i>	<i>Fleet 5</i>	<i>Fleet 6</i>	<i>Fleet 7</i>	<i>Fleet 8</i>
CPUE series flag	Chinese Taipei	Japan 1	Japan 2	Japan 3	Brazil	SA BB 1	SA BB 2	Uruguay
1959		0.558						
1960		0.526						
1961		0.423						
1962		0.303						
1963		0.293						
1964		0.294						
1965		0.198						
1966		0.180						
1967	0.253	0.192						
1968	0.258	0.177						
1969	0.274	0.107	0.118					
1970	0.206		0.057					
1971	0.208		0.090					
1972	0.144		0.048					
1973	0.125		0.032					
1974	0.141		0.019					
1975	0.165		0.011	0.013				
1976	0.177			0.018				
1977	0.179			0.011				
1978	0.167			0.017	0.004			
1979	0.218			0.006	0.145			
1980	0.187			0.010	0.058			
1981	0.143			0.023	0.055			
1982	0.142			0.020	0.053			
1983	0.165			0.018	0.082			2.352
1984	0.179			0.017	0.109			1.094
1985	0.133			0.030	0.072	9.614		1.434
1986	0.143			0.036	0.088	8.556		2.301
1987	0.117			0.018	0.093	10.845		1.669
1988	0.104			0.012	0.107	7.786		1.787
1989	0.074			0.014	0.176	6.228		1.101
1990	0.096			0.019	0.102	6.167		1.211
1991	0.084			0.023	0.112	5.815		1.647
1992	0.126			0.010	0.125	7.041		0.988
1993	0.103			0.009	0.324	6.636		1.466
1994	0.122			0.011	0.360	6.307		0.649
1995	0.138			0.007	0.171	7.506		0.736

1996	0.111			0.008	0.147	7.869		1.086
1997	0.164			0.012	0.205	9.891		1.851
1998	0.128			0.011	0.272	9.682		1.508
1999	0.104			0.011	0.194		27.673	0.792
2000	0.105			0.022	0.216		29.544	0.983
2001	0.132			0.017	0.207		24.698	0.473
2002	0.112			0.007	0.171		22.922	0.260
2003	0.098			0.008	0.025		43.523	0.073
2004	0.114			0.009	0.051		26.608	0.150
2005	0.129			0.010	0.046		24.065	0.110
2006	0.090			0.006	0.031		30.095	0.424
2007	0.102			0.003	0.057		33.417	0.821
2008	0.107			0.007	0.018		25.719	0.499
2009	0.118			0.009	0.088		27.973	0.691

**Table 20.** Summary of ASPIC analysis.

<i>Model run</i>	<i>MSY</i>	<i>FMSY</i>	<i>B2009/BMSY</i>	<i>F2009/FMSY</i>
Run2	27390 t	0.248	0.624	1.342
Run6	25650 t	0.204	0.762	1.180
Run7	23630 t	0.072	0.931	1.038
Run8	24850 t	0.095	1.204	0.765

**Table 21.** Results of the ASPM continuity run for the southern Atlantic albacore.

aveRy	23736.8
Ksp	278732
K2+	433447
Bsp(2009)	81467
B2+(2009)	174635
h	0.7
Bsp(MSY)	76659.5
B2+(MSY)	179986
MSY	30999.9
Bsp(2009)/Ksp	0.292277
B2+(2009)/K2+	0.402899
Bsp(2009)/Bsp(msy)	1.06271
B2+(2009)/B2+(msy)	0.970274
MSYL/Ksp	0.27503
MSYL/K2+	0.415243
Fmsy	0.254215
F(2009)/Fmsy	0.74809

**Table 22.** Total mortality ( $Z$ ) estimates obtained with length-converted catch curve analysis for Mediterranean albacore .

<i>Year</i>	<i>Z</i>
1977	0.25539042
1979	0.37742634
1984	0.59531763
1985	0.5839071
1987	0.34943211
1988	0.29629088
1991	0.22449955
1992	0.28566446
1993	0.64866386
1994	0.17369869
1995	0.37498852
1996	0.46125056
2000	0.63698308
2001	1.04959343
2003	0.82105565
2004	0.56859324
2005	0.45912801
2006	0.48129329
2007	0.63571277
2008	0.55009536
2009	0.60590481
2010	0.47869016

**Table 23.** Results of YPR and SSB/R reference point sensitivities to growth pattern and M assumed for the 4 period selectivities used in the Mediterranean albacore analysis.

TP1							TP5						
1977 Sel							1977 Sel						
Megalofonou							Larger Linf						
	F0	E	Y/R	SSB/R	Biom/R			F0	E	Y/R	SSB/R	Biom/R	
	F0	0.00	0.00	12.70	17.14			F0	0.00	0.00	27.22	30.59	
	F0.1	0.49	1.47	6.38	10.77			F0.1	0.34	2.91	11.38	14.74	
	Fmax	N/A						Fmax	1.42	3.42	5.02	8.35	
	F35%	0.93	1.71	5.08	9.44			F40%	0.37	2.98	10.89	14.25	
M=	<u>0.2</u>	<u>0.25</u>	<u>0.3</u>	<u>0.35</u>	<u>0.4</u>	<u>0.45</u>	M=	<u>0.2</u>	<u>0.25</u>	<u>0.3</u>	<u>0.35</u>	<u>0.4</u>	<u>0.45</u>
F0.1	0.31	0.39	0.49	0.59	0.69	0.81	F0.1	0.22	0.28	0.34	0.41	0.48	0.55
Fmax	>2	>2	>2	>2	>2	>2	Fmax	0.62	0.93	1.42	<2	>2	>2
F40%	0.40	0.61	0.93	1.44			F40%	0.22	0.29	0.37	0.47	0.58	0.73
TP2							TP6						
1984 Sel							1984 Sel						
Megalofonou							Larger Linf						
	F0	E	Y/R	SSB/R	Biom/R			F0	E	Y/R	SSB/R	Biom/R	
	F0	0.00	0.00	12.70	17.14			F0	0.00	0.00	27.22	30.59	
	F0.1	0.36	1.70	4.21	8.34			F0.1	0.27	2.78	9.83	13.10	
	Fmax	1.92	2.03	0.99	4.62			Fmax	0.67	3.11	4.36	7.51	
	F40%	0.28	1.56	5.08	9.27			F35%	0.24	2.67	10.89	14.17	
M=	<u>0.2</u>	<u>0.25</u>	<u>0.3</u>	<u>0.35</u>	<u>0.4</u>	<u>0.45</u>	M=	<u>0.2</u>	<u>0.25</u>	<u>0.30</u>	<u>0.35</u>	<u>0.40</u>	<u>0.45</u>
F0.1	0.24	0.30	0.36	0.43	0.50	0.58	F0.1	0.18	0.23	0.27	0.32	0.38	0.44
Fmax	0.75	1.17	1.92	>2	>2	>2	Fmax	0.38	0.51	0.67	0.88	1.17	1.58
F40%	0.19	0.23	0.28	0.33	0.38	0.43	F40%	0.16	0.20	0.24	0.28	0.32	0.36
TP3							TP7						
2009 Sel							2009 Sel						
Megalofonou							Larger Linf						
	F0	E	Y/R	SSB/R	Biom/R			F0	E	Y/R	SSB/R	Biom/R	
	F0	0.00	0.00	12.70	17.14			F0	0.00	0.00	27.22	30.59	
	F0.1	0.35	1.60	4.22	8.06			F0.1	0.26	2.65	10.13	13.28	
	Fmax	0.92	1.81	1.54	4.73			Fmax	0.55	2.91	5.21	8.14	
	F40%	0.27	1.47	5.08	9.04			F40%	0.24	2.57	10.89	14.06	
M=	<u>0.2</u>	<u>0.25</u>	<u>0.3</u>	<u>0.35</u>	<u>0.4</u>	<u>0.45</u>	M=	<u>0.2</u>	<u>0.25</u>	<u>0.3</u>	<u>0.35</u>	<u>0.4</u>	<u>0.45</u>
F0.1	0.23	0.28	0.35	0.42	0.49	0.58	F0.1	0.18	0.22	0.26	0.31	0.36	0.42
Fmax	0.53	0.70	0.92	1.19	1.52	1.94	Fmax	0.34	0.44	0.55	0.68	0.83	1.01
F40%	0.19	0.23	0.27	0.31	0.35	0.39	F40%	0.17	0.20	0.24	0.28	0.31	0.35
TP4							TP8						
1997-2008,2010 Sel							1997-2008, 2010						
Megalofonou							Larger Linf						
	F0	E	Y/R	SSB/R	Biom/R			F0	E	Y/R	SSB/R	Biom/R	
	F0	0.00	0.00	12.70	17.14			F0	0.00	0.00	27.22	30.59	
	F0.1	0.42	1.63	5.13	9.42			F0.1	0.31	2.87	10.53	13.85	
	Fmax	>2						Fmax	0.91	3.27	4.66	7.91	
	F35%	0.43	1.64	5.08	9.37			F35%	0.29	2.82	10.89	14.22	
M=	<u>0.2</u>	<u>0.25</u>	<u>0.30</u>	<u>0.35</u>	<u>0.40</u>	<u>0.45</u>	M=	<u>0.2</u>	<u>0.25</u>	<u>0.30</u>	<u>0.35</u>	<u>0.40</u>	<u>0.45</u>
F0.1	0.27	0.34	0.42	0.51	0.60	0.70	F0.1	0.20	0.25	0.31	0.37	0.43	0.49
Fmax	1.23	>2	>2	>2	>2	>2	Fmax	0.47	0.66	0.91	1.27	1.80	-1.00
F40%	0.26	0.34	0.43	0.54	0.67	0.83	F40%	0.19	0.24	0.29	0.35	0.41	0.49

**Table 24.** Decision tables from the BSP model projections for South Atlantic albacore.

**(a) Probability that B is greater than Bmsy**

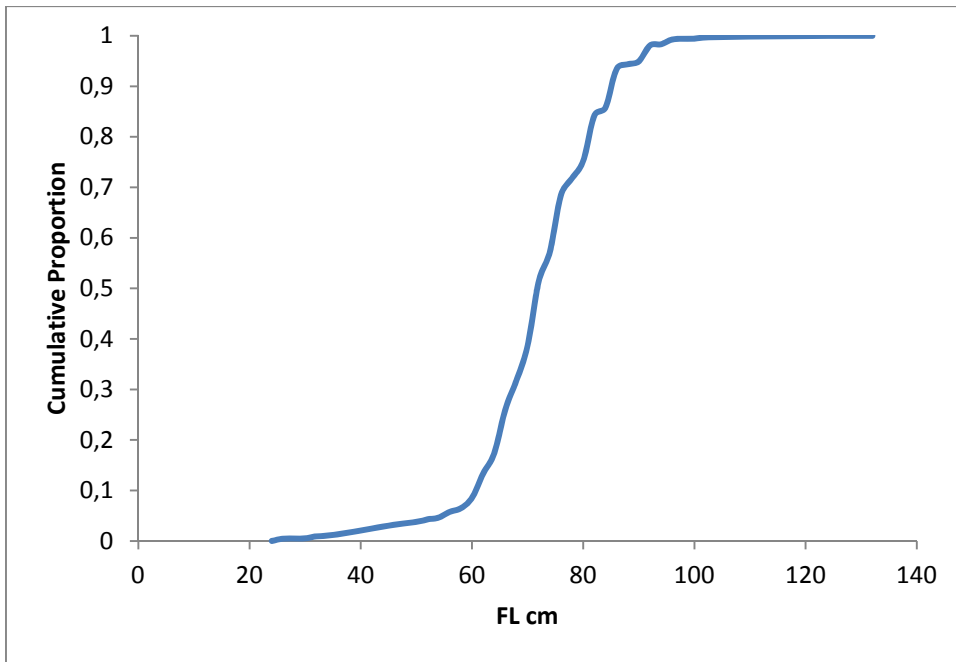
<i>Time horizon</i>	<i>Policy</i>	<i>1.Base, equal wt</i>	<i>4.Base, catch wt</i>	<i>12.Fox, equal wt</i>	<i>13.Fox, catch wt</i>
10 years					
	TAC=15000	0.27	0.79	0.55	0.92
	TAC=20000	0.12	0.73	0.37	0.89
	TAC=25000	0.02	0.65	0.17	0.84
	TAC=30000	0.01	0.55	0.05	0.76
	TAC=35000	0.00	0.45	0.02	0.61
15 years					
	TAC=15000	0.37	0.81	0.61	0.93
	TAC=20000	0.17	0.75	0.42	0.89
	TAC=25000	0.03	0.65	0.17	0.83
	TAC=30000	0.00	0.51	0.03	0.72
	TAC=35000	0.00	0.40	0.01	0.55
25 years					
	TAC=15000	0.50	0.84	0.67	0.94
	TAC=20000	0.23	0.76	0.46	0.89
	TAC=25000	0.04	0.64	0.17	0.82
	TAC=30000	0.00	0.47	0.02	0.66
	TAC=35000	0.00	0.35	0.00	0.48

**(b) Probability that B is greater than Bcurrent**

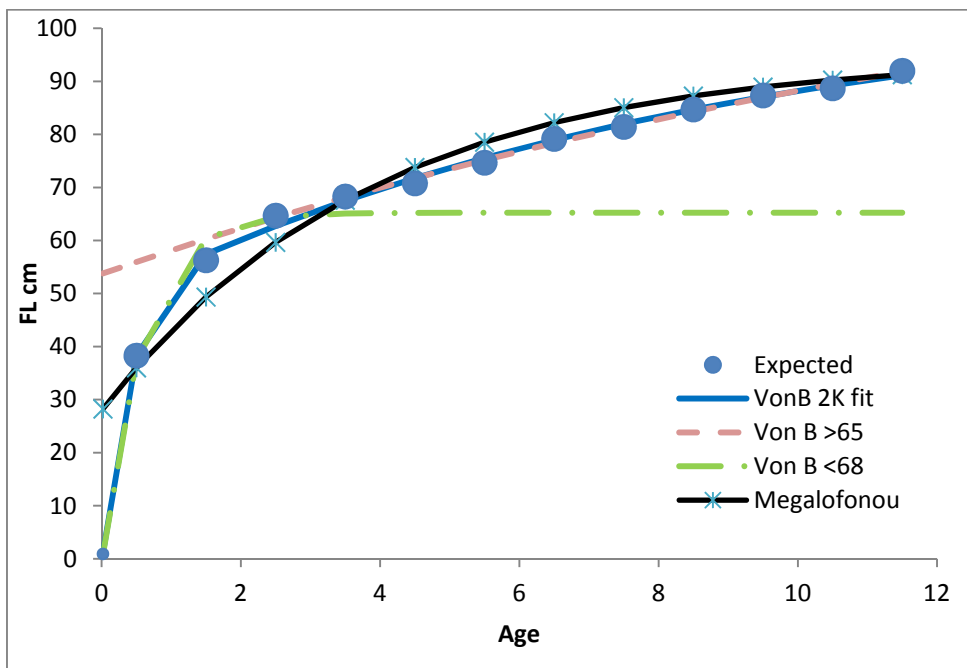
<i>Time horizon</i>	<i>Policy</i>	<i>1.Base, equal wt</i>	<i>4.Base, catch wt</i>	<i>12.Fox, equal wt</i>	<i>13.Fox, catch wt</i>
10 years					
	TAC=15000	0.66	0.88	0.73	0.94
	TAC=20000	0.30	0.77	0.50	0.88
	TAC=25000	0.05	0.32	0.15	0.29
	TAC=30000	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=35000	0.00	0.00	0.00	0.00
15 years					
	TAC=15000	0.66	0.88	0.73	0.94
	TAC=20000	0.30	0.77	0.50	0.88
	TAC=25000	0.05	0.32	0.15	0.29
	TAC=30000	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=35000	0.00	0.00	0.00	0.00
25 years					
	TAC=15000	0.66	0.88	0.73	0.94
	TAC=20000	0.30	0.77	0.50	0.88
	TAC=25000	0.05	0.32	0.15	0.29
	TAC=30000	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=35000	0.00	0.00	0.00	0.00

**Table 25.** Kobe strategy matrix for the combined ASPIC and BSP models, indicating the probability of  $B > B_{msy}$  and  $F < F_{msy}$ .

<i>Year</i>	<i>15000</i>	<i>20000</i>	<i>25000</i>	<i>30000</i>	<i>35000</i>
2010	0.36925	0.36925	0.36925	0.36925	0.36925
2011	0.384	0.384	0.384	0.384	0.384
2012	0.4205	0.41025	0.38225	0.26525	0.173
2013	0.487	0.4495	0.3905	0.2515	0.15775
2014	0.54925	0.48375	0.39825	0.2375	0.14875
2015	0.5995	0.511	0.40725	0.2285	0.1405
2016	0.643	0.5365	0.41275	0.22075	0.135
2017	0.67975	0.565	0.416	0.20925	0.12975
2018	0.70125	0.5815	0.4205	0.20225	0.12575
2019	0.721	0.5995	0.42475	0.19475	0.12225
2020	0.74125	0.618	0.42675	0.1895	0.118
2021	0.757	0.63025	0.42775	0.1845	0.1165
2022	0.769	0.64175	0.43075	0.1785	0.11525
2023	0.7765	0.65375	0.434	0.174	0.1135

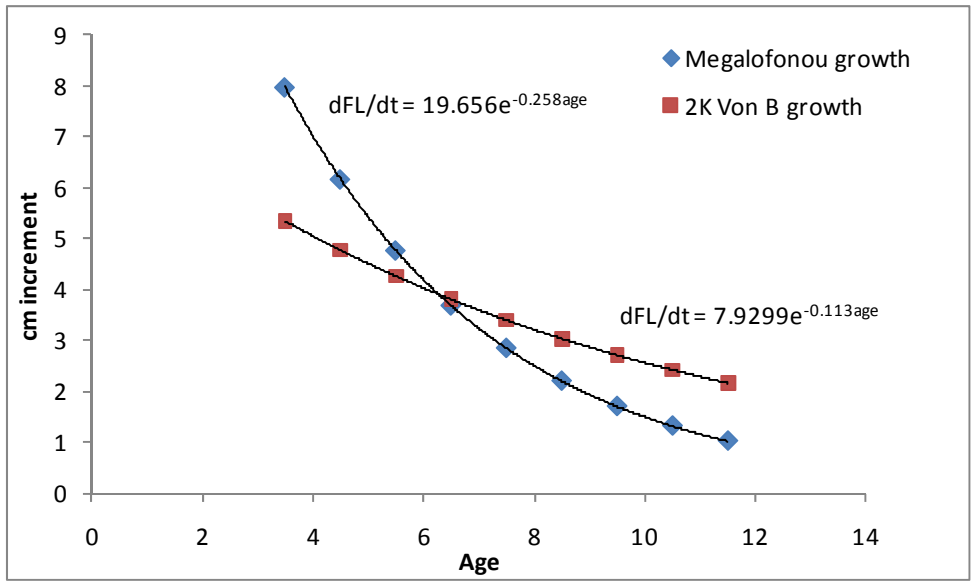


**Figure 1.** Cumulative proportion of Mediterranean albacore sampled and available in the ICCAT database. The central 80% of the sample lengths are between 60 and 84cm.

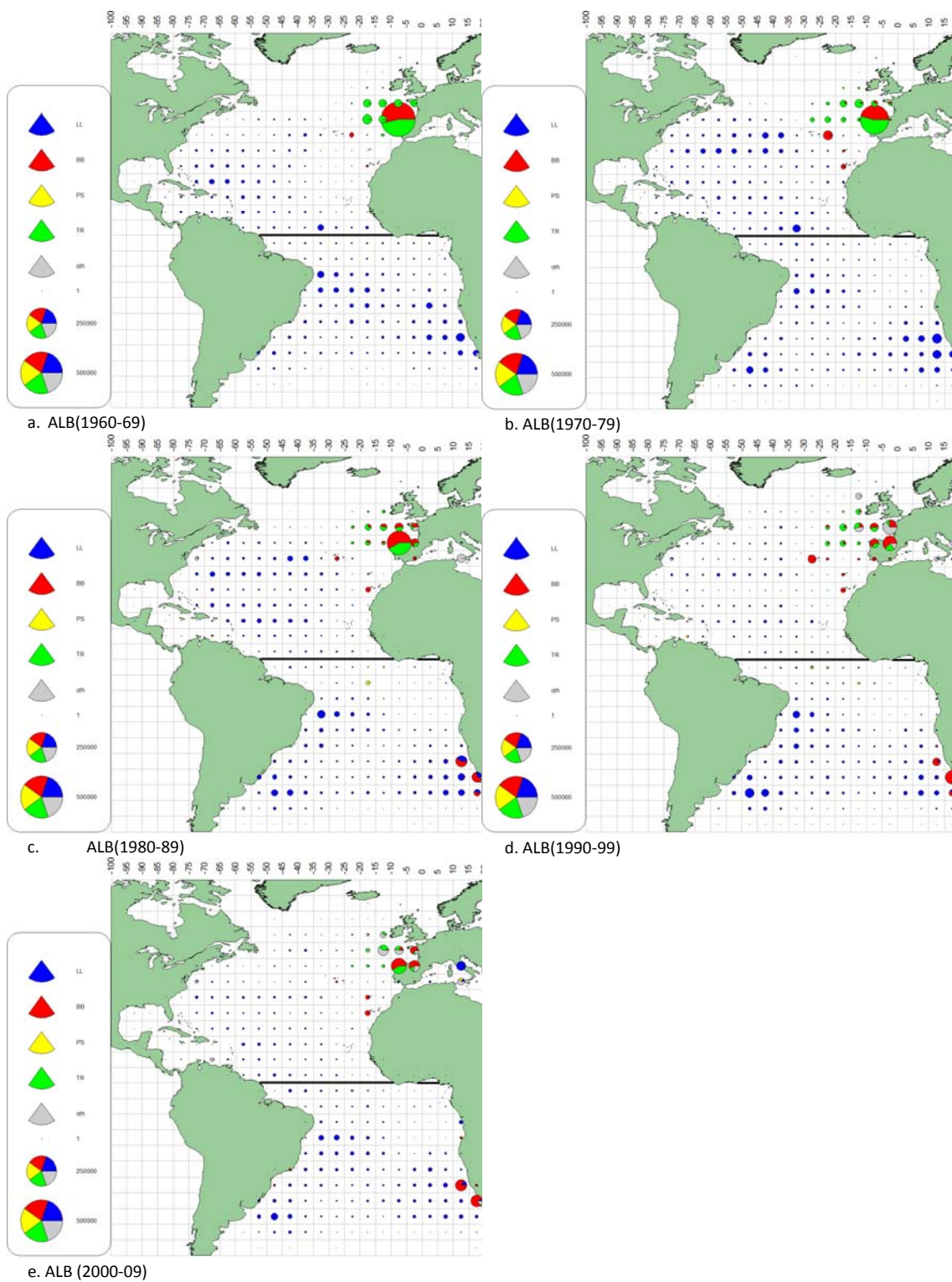


**Figure 2.** Comparison of different growth formulations relative to the weighted average size at age information in Table 2. For fitting purposes, age in Table 2. was assumed to be mid-year. Parameter estimates associated with each curve are as in Table 3. The expectations in Table 2 are better reflected by the Von B 2K fit than any single Von B evaluated. The size of a 1 week old albacore larva was assumed to be 9mm and although not used in fitting the models, is indicated on the graph.

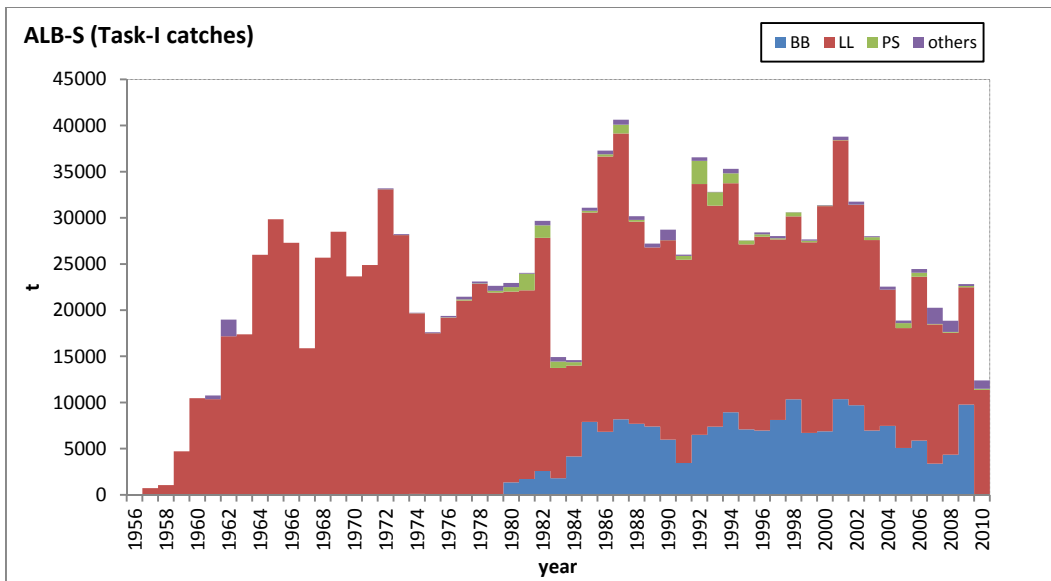




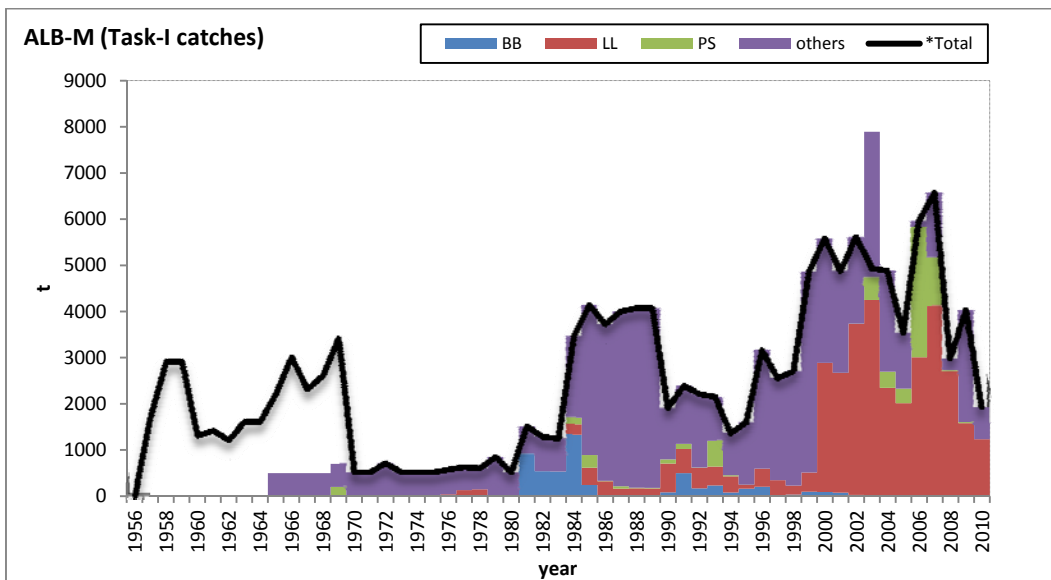
**Figure 3.** Comparison of the rate of change in length as a function of age based on the Megalofonou and 2K Von B model parameters for fish aged 3 and older.



**Figure 4.** Geographical distribution of ALB catch (t) by major gears and decade (a-e) between 1960 and 2009. (Source: CATDIS version 2011.05).



**Figure 5.** Southern albacore Task I catches (t) accumulated by gear, between 1956 and 2010.



**Figure 6.** Mediterranean albacore Task I catches (t) accumulated by gear, between 1956 and 2010. The series “\*Total” adds to Task I totals the Turkish historical series and the Italian correction in 2003.

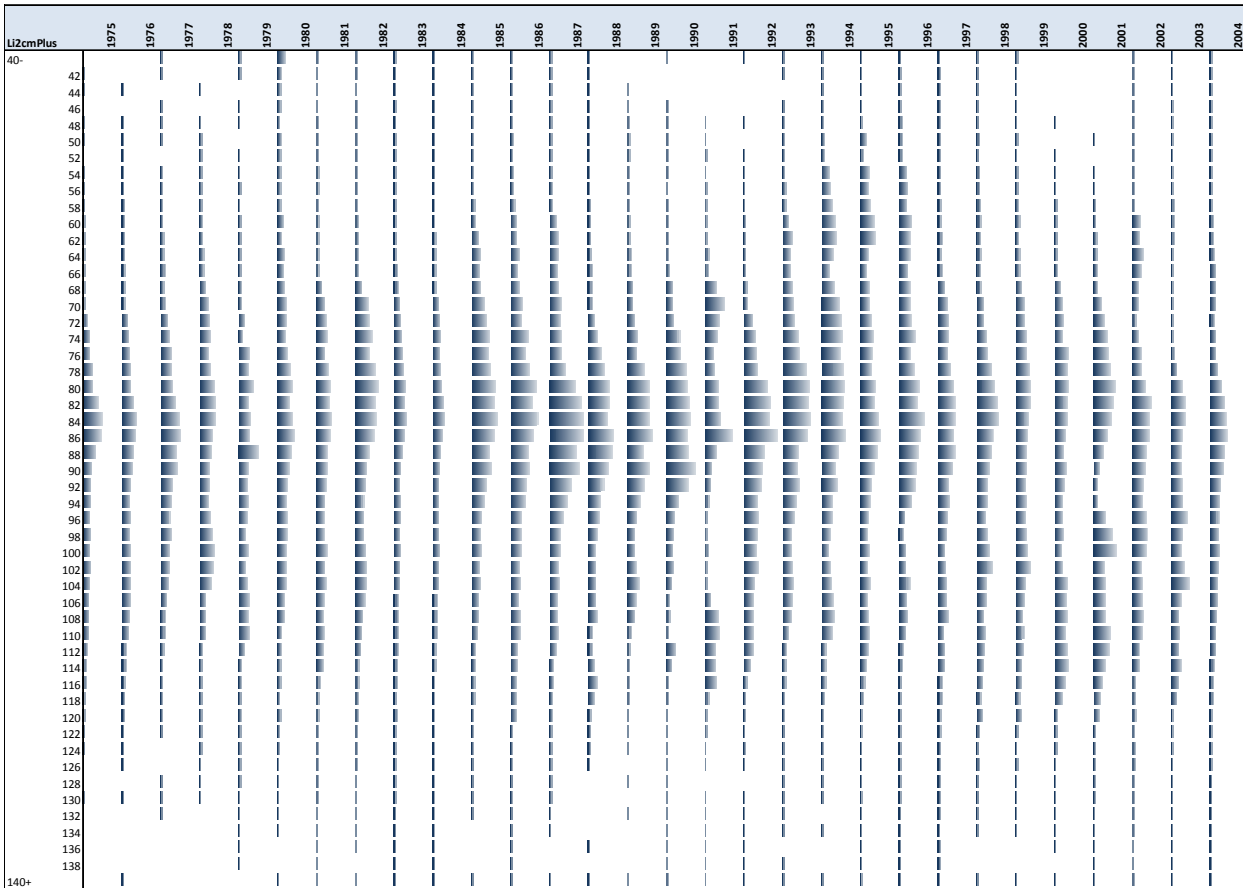


Figure 7. CAS estimated size frequency distribution for southern albacore by year.

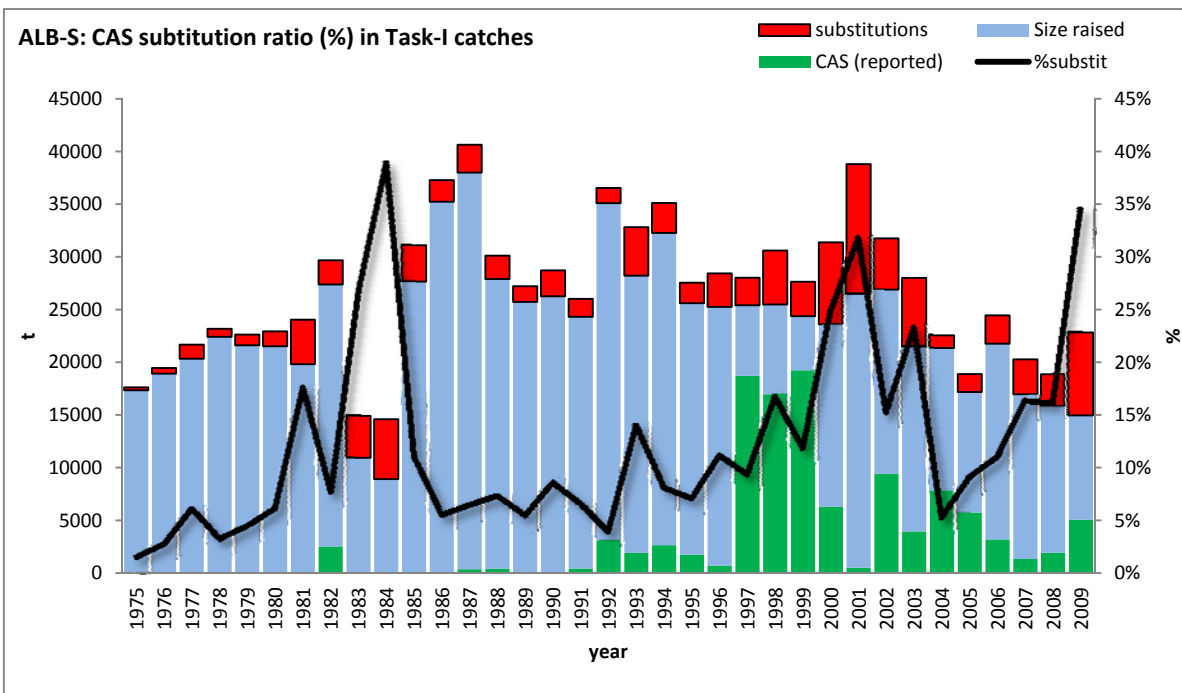
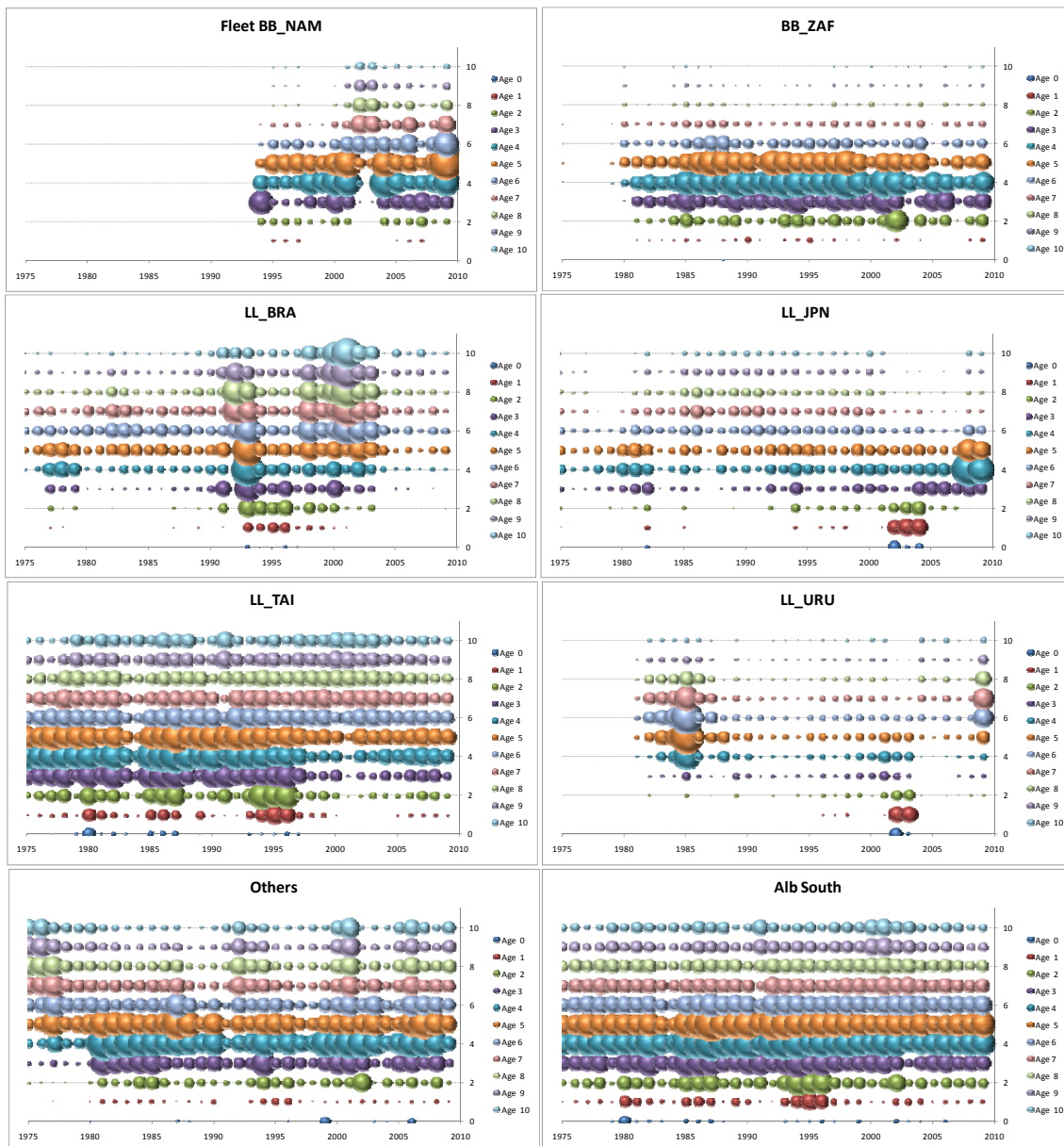
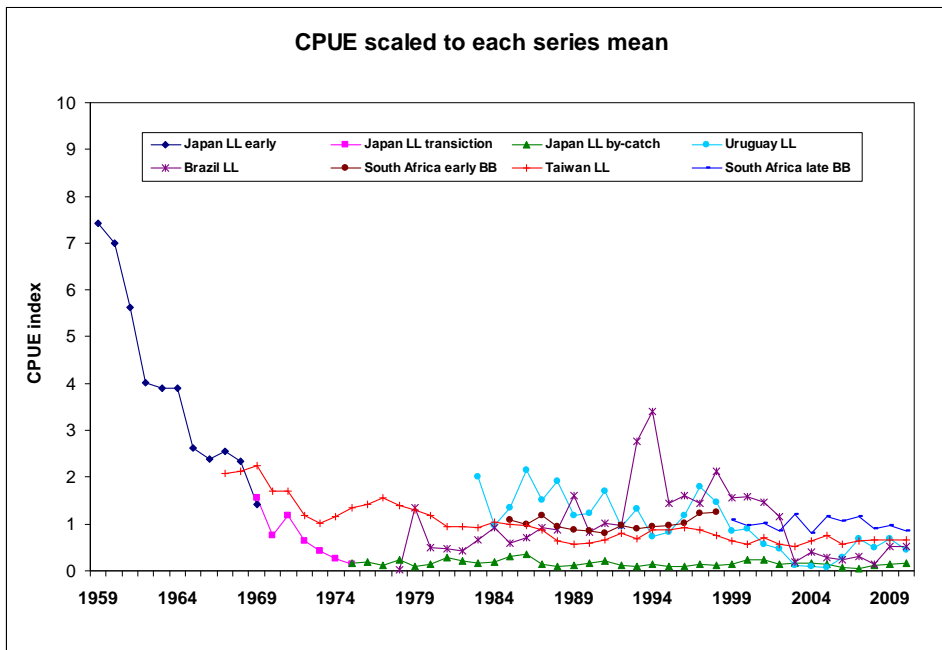


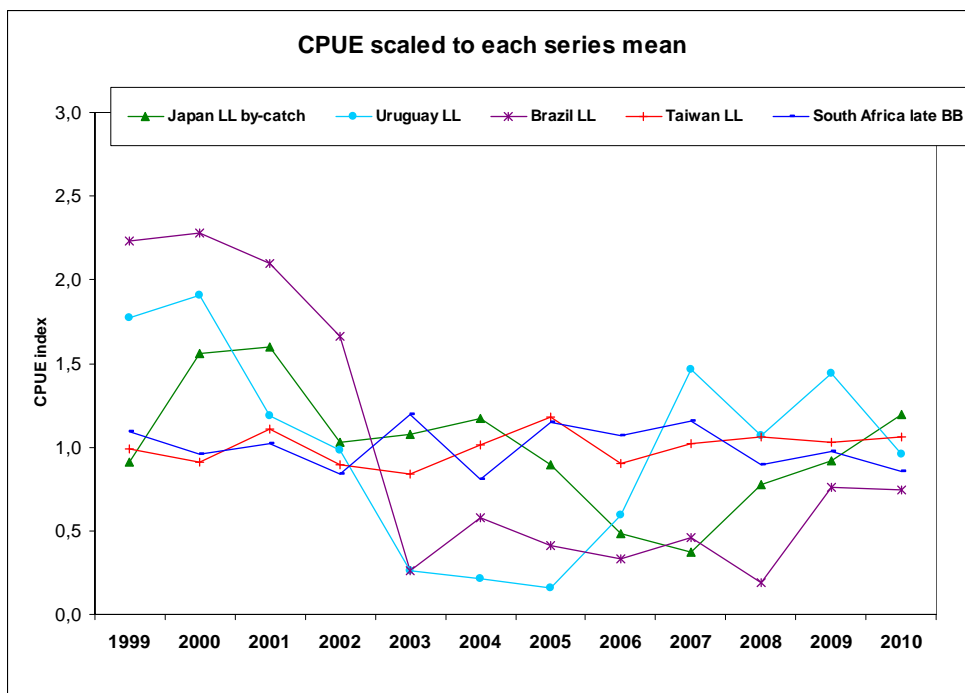
Figure 8. Plot of the proportion of catch substitutions required to convert CAS to CAA for southern albacore. CAS reported by CPCs, Task II size frequency raised and Task II substitutions for fleets without size frequency information.



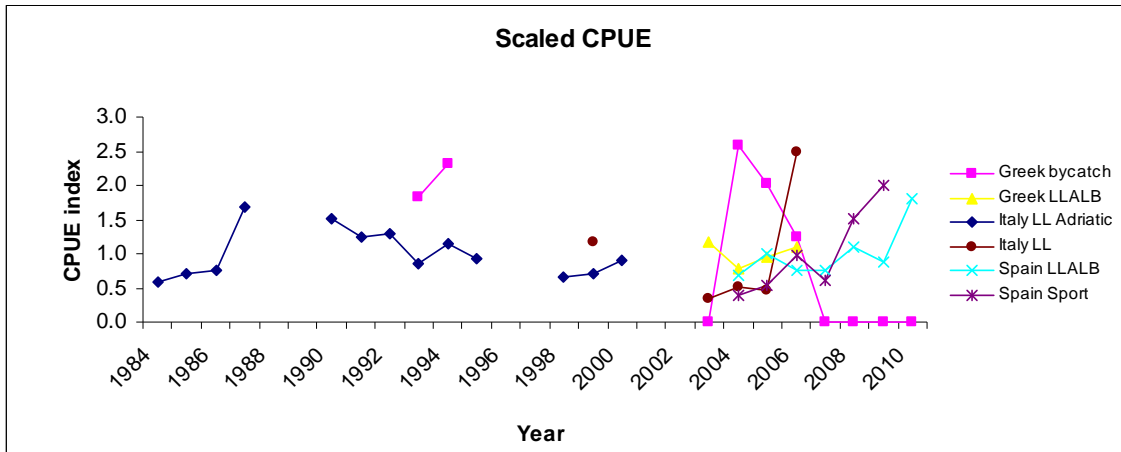
**Figure 9.** CAA matrices for the southern Atlantic albacore stock (total and by major fishery).



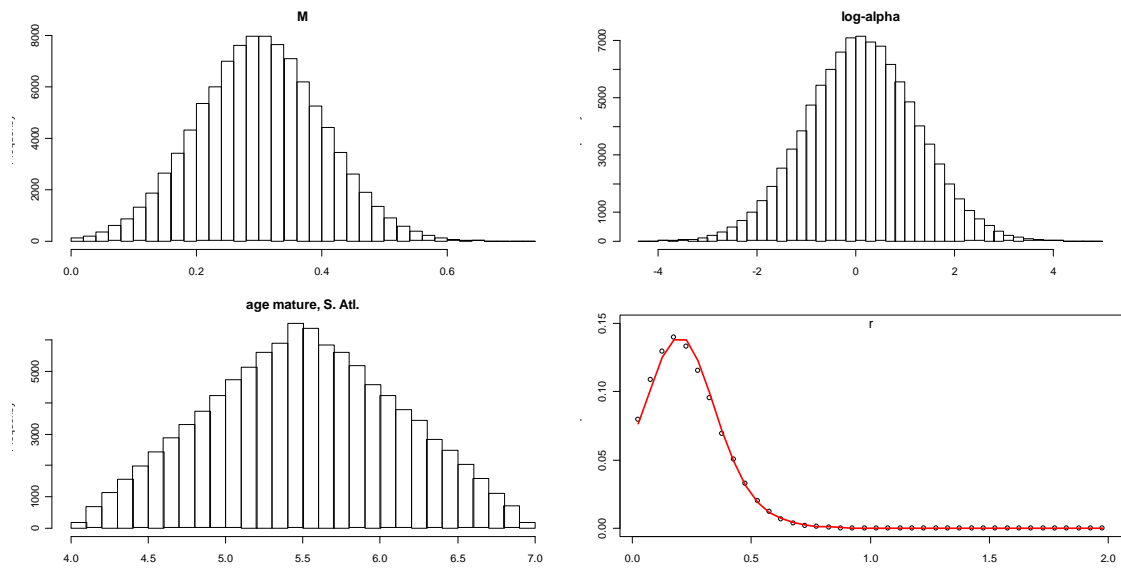
**Figure 10.** Set of standardized CPUE's used in the 2011 southern albacore stock assessment from the surface (South Africa baitboat) and longline (LL) fleets.



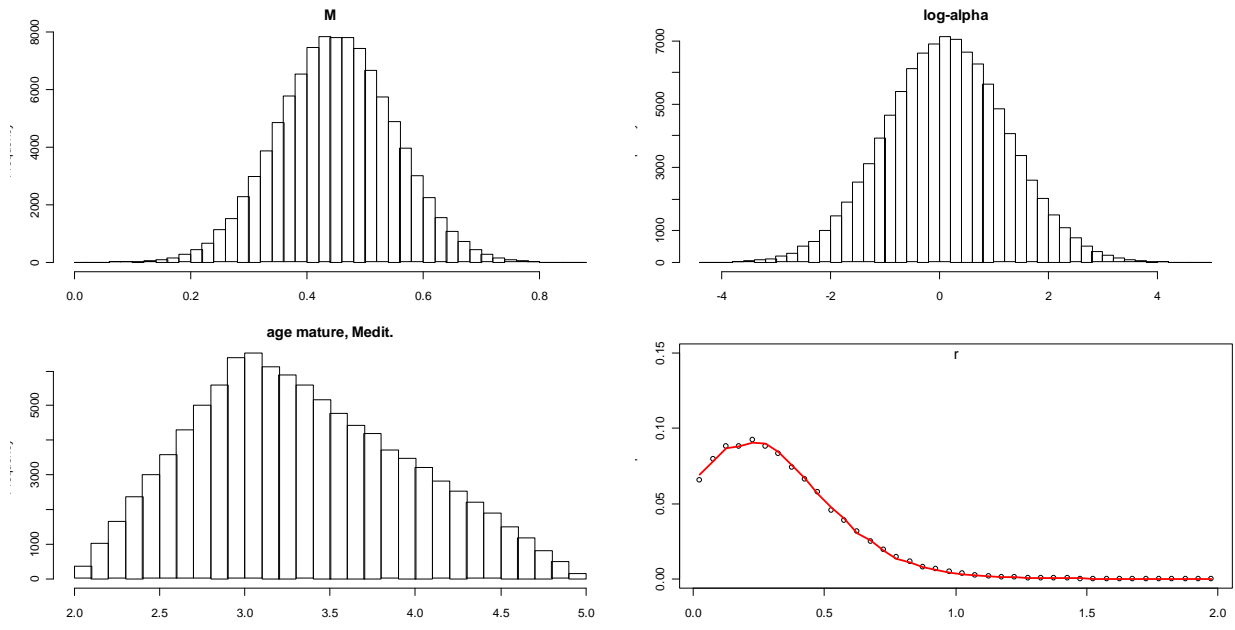
**Figure 11.** Set of standardized CPUE's used in the 2011 southern albacore stock assessment from the surface (South Africa baitboat) and longline (LL) fleets from the late period 1999-2010.



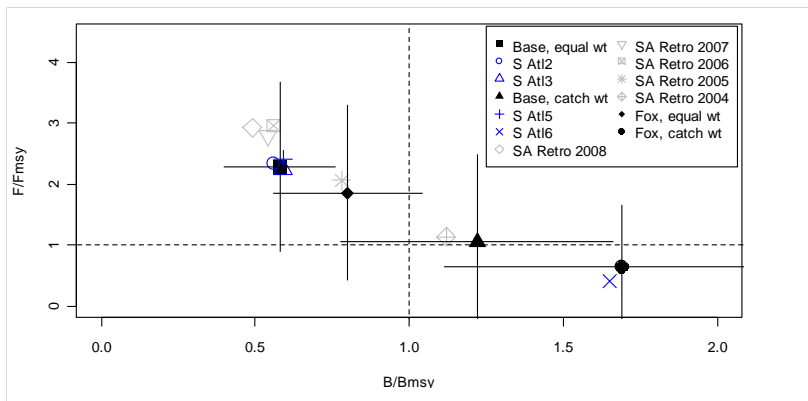
**Figure 12** Set of standardized and nominal CPUEs scaled through the mean of each fishery CPUE used in the assessment of the Mediterranean albacore stock.



**Figure 13.** South Atlantic calculations for the prior for  $r$  for the BSP model.

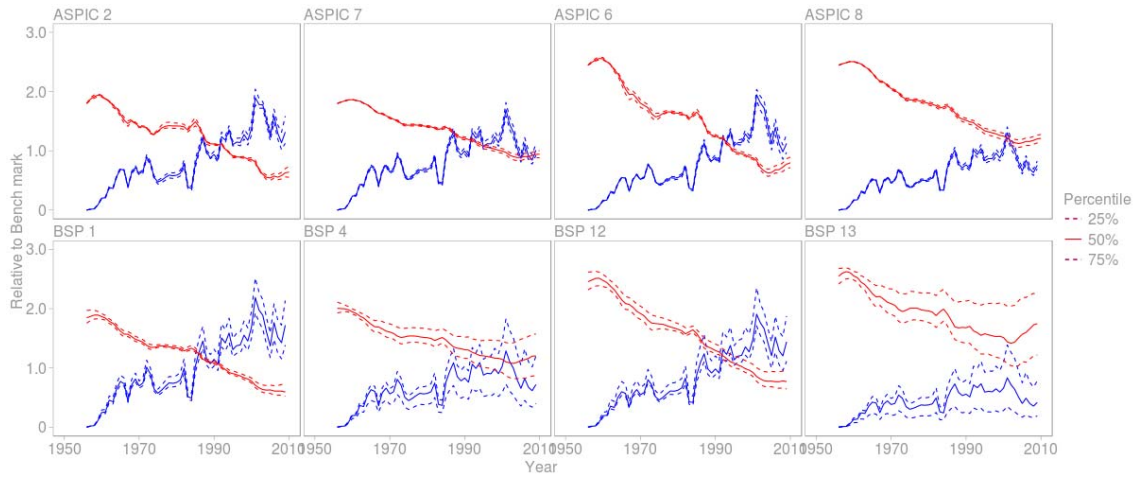


**Figure 14.** Mediterranean calculations for the prior for  $r$  for the BSP model.

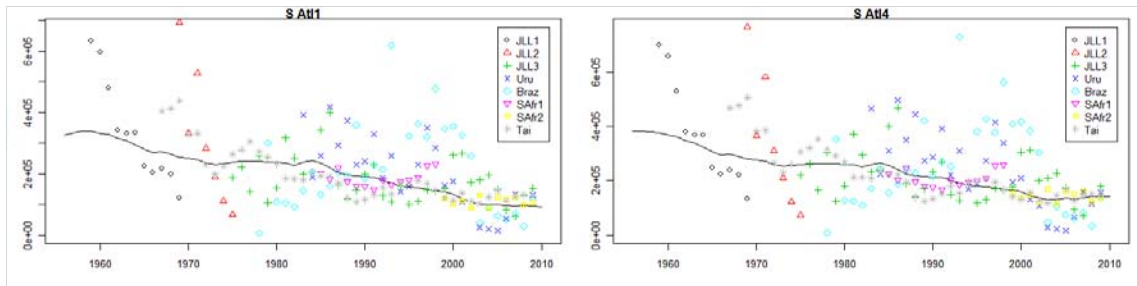


**Figure 15.** BSP South Atlantic phase plot, showing expected values of relative fishing mortality rate and relative biomass, plus and minus one standard error.

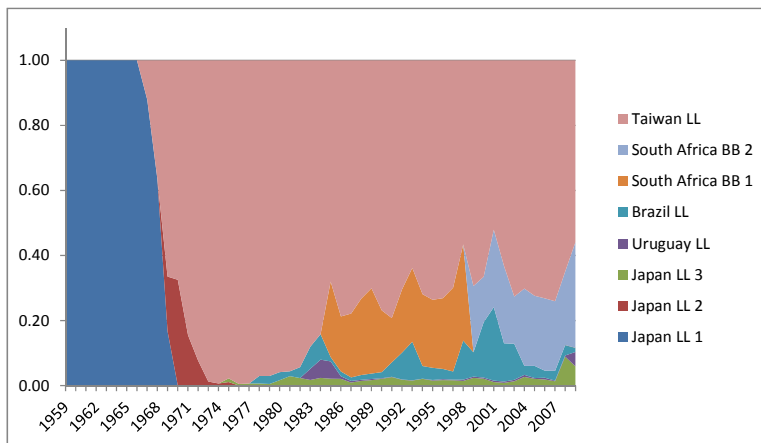




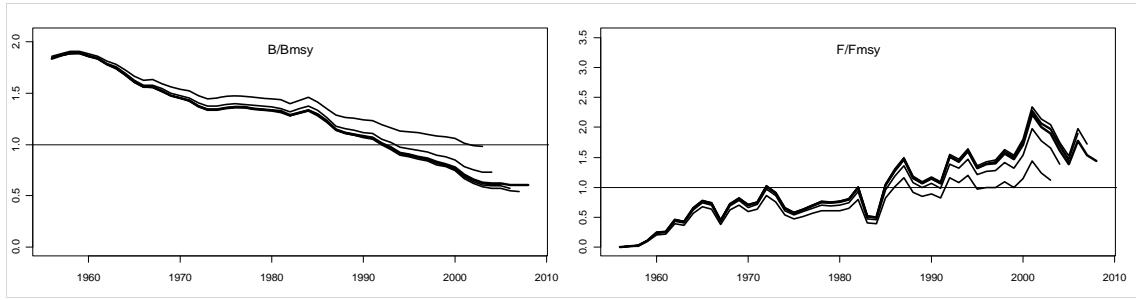
**Figure 16.** Median biomass and fishing mortality rates relative to MSY levels, with 50% credibility intervals, from the 4 base case BSP models and the point estimate biomass and 50% credibility intervals for the 4 base case ASPIC models.



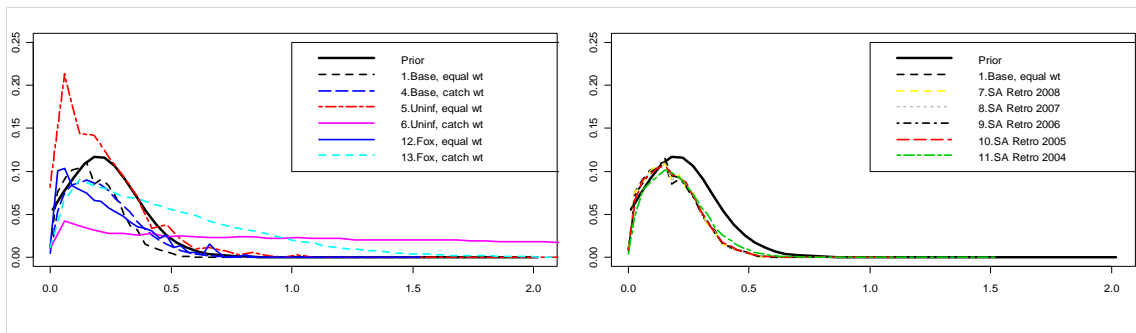
**Figure 17.** South Atlantic BSP model fit at the mode of the posterior distribution for the two base case Schaeffer models, with equal weighting (left) versus catch weighting (right) of the CPUE series.



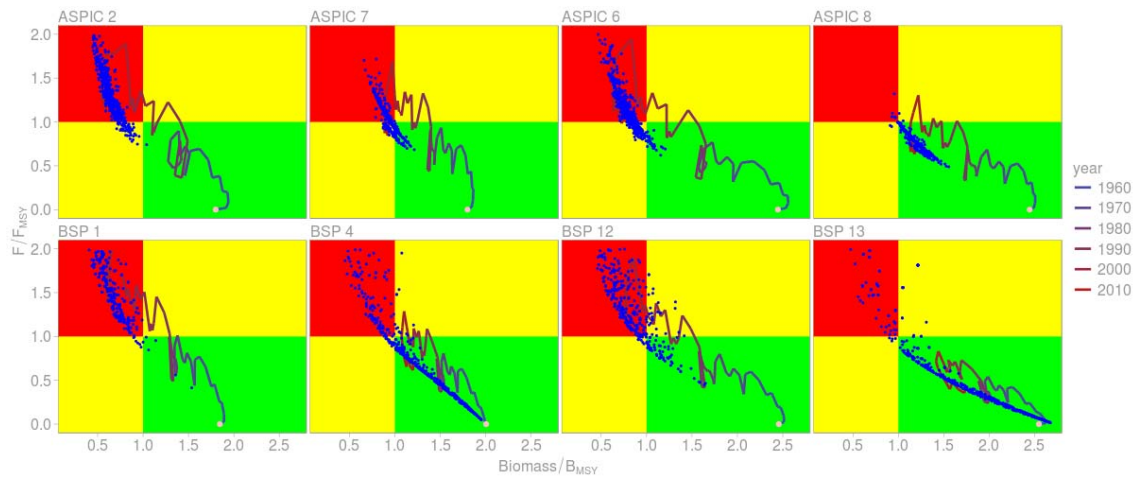
**Figure 18.** Weighting for the catch weighting scenario for the BSP model.



**Figure 19.** South Atlantic BSP retrospective analysis of the equal weighting Schaeffer model (Run 1, heavy line).



**Figure 20.** Prior (solid black line) and posterior probability density functions for the intrinsic rate of increase ( $r$ ) for South Atlantic albacore from the BSP model, for the 4 base case runs plus two runs with uninformative priors for  $r$  on the left, and the retrospective runs on the right.



**Figure 21.** Bootstrap results for the ASPIC models (Runs 2, 6, 7 and 8) alongside those from the BSP runs 1, 4, 12 and 13.

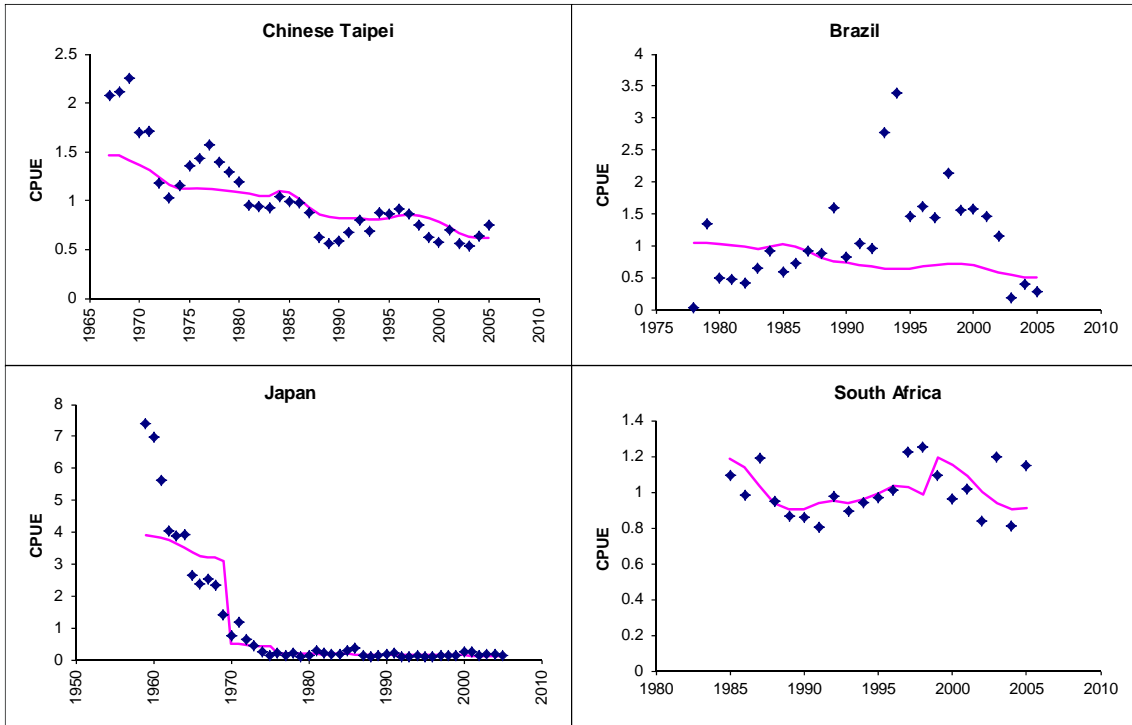


Figure 22. South Atlantic albacore ASPM continuity run fits to the CPUE series.

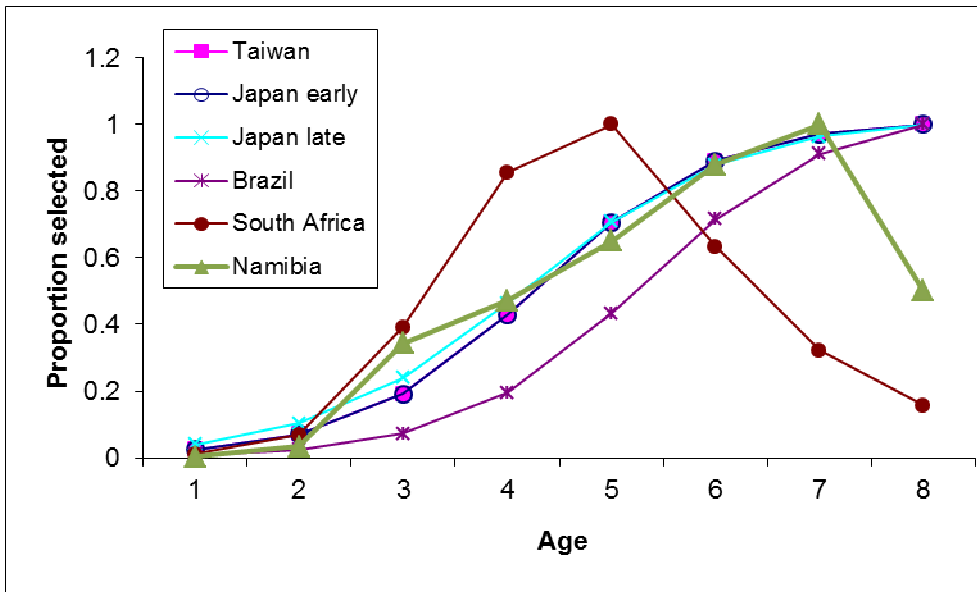
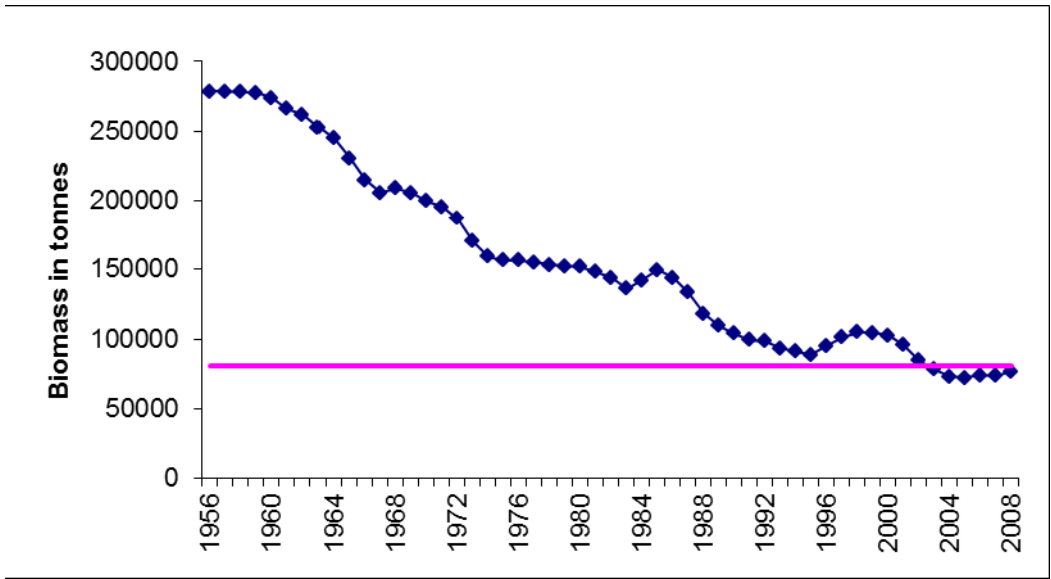
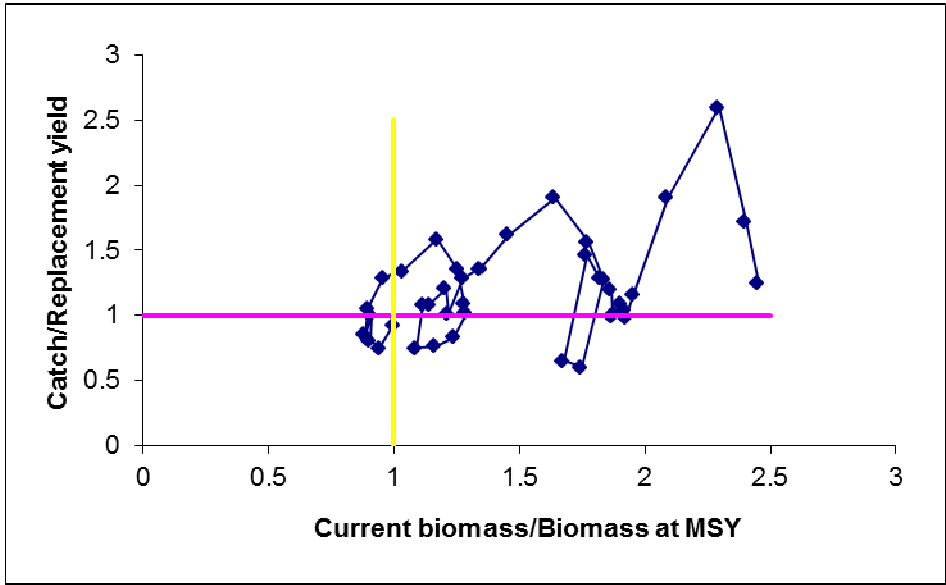


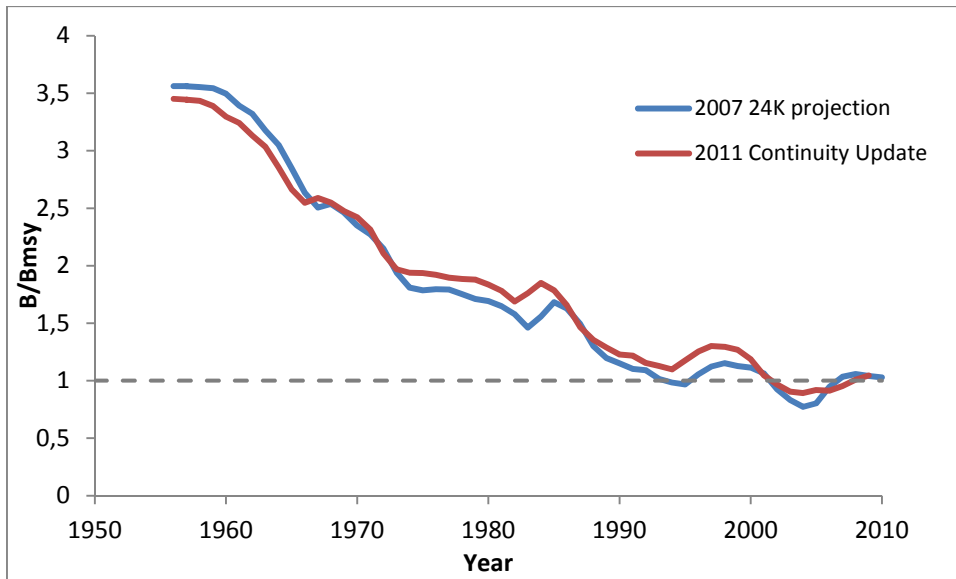
Figure 23. South Atlantic albacore ASPM continuity run. Estimated selectivity by fleet.



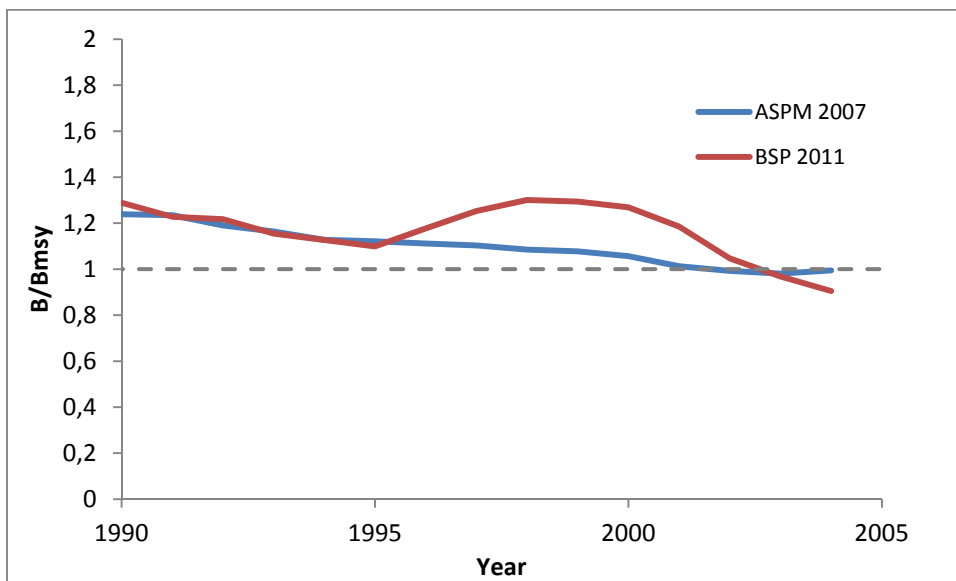
**Figure 24.** South Atlantic albacore ASPM continuity run. Estimated biomass trajectory relative to the biomass at MSY.



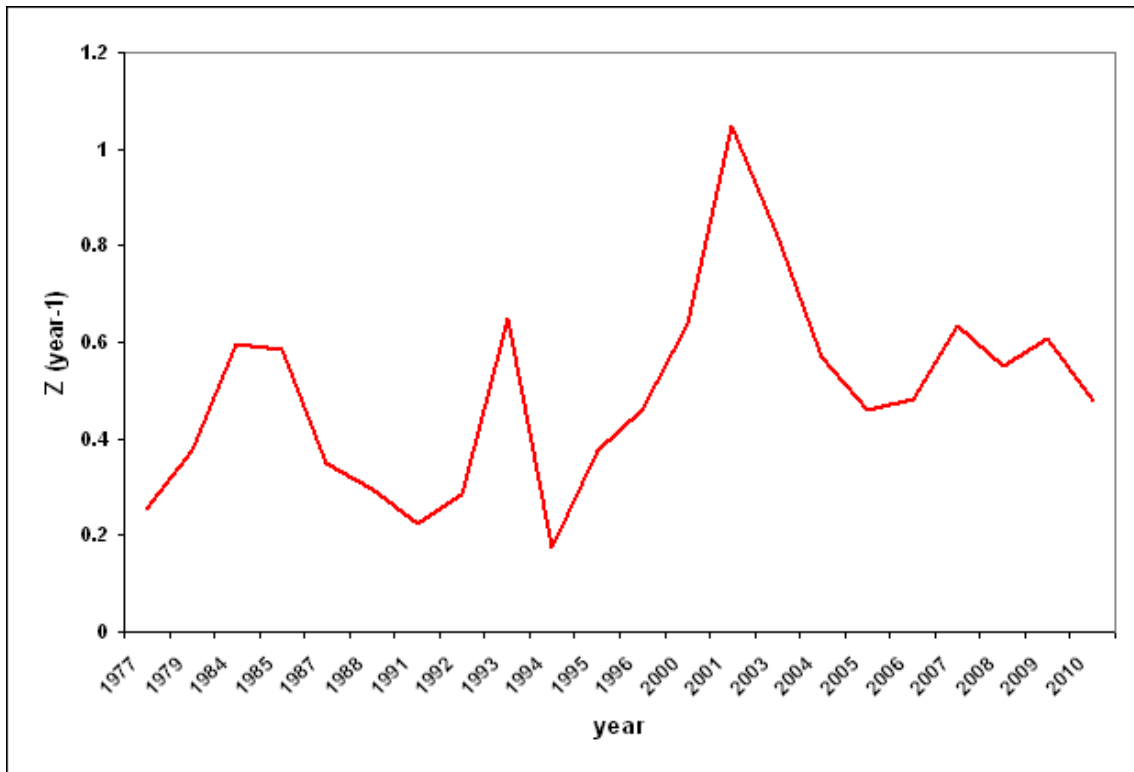
**Figure 25.** South Atlantic albacore ASPM continuity run. Time trends of catch relative to replacement yield versus biomass relative to biomass at MSY.



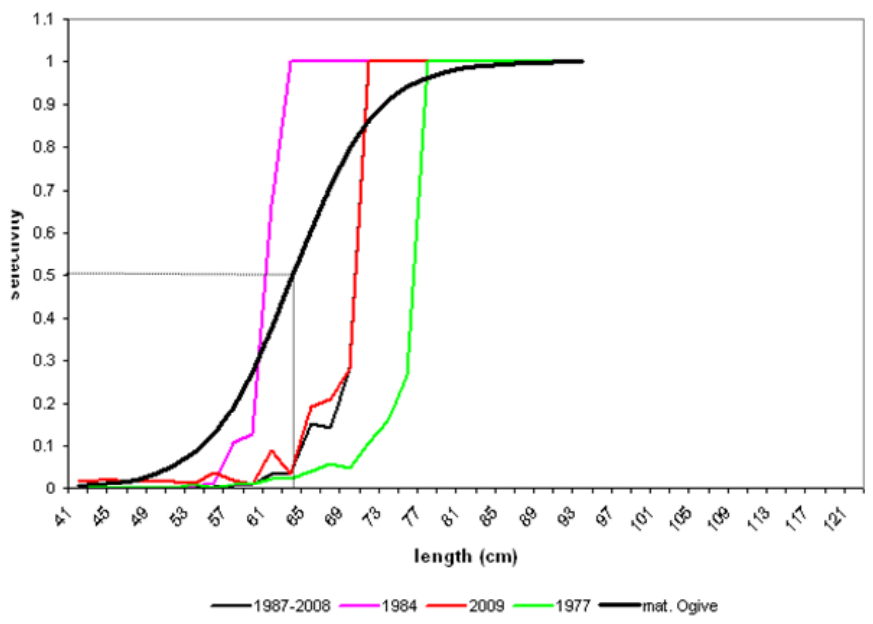
**Figure 26.** Comparison of ASPM continuity run with projected outcome from the 2007 ASPM for SA Albacore assuming 24,000t per year catch for 2005-2009. The continuity run uses only the updated CPUE, catch and fleet definitions applied in 2007 and does not consider any newly available relative abundance data for the 2011 assessment.



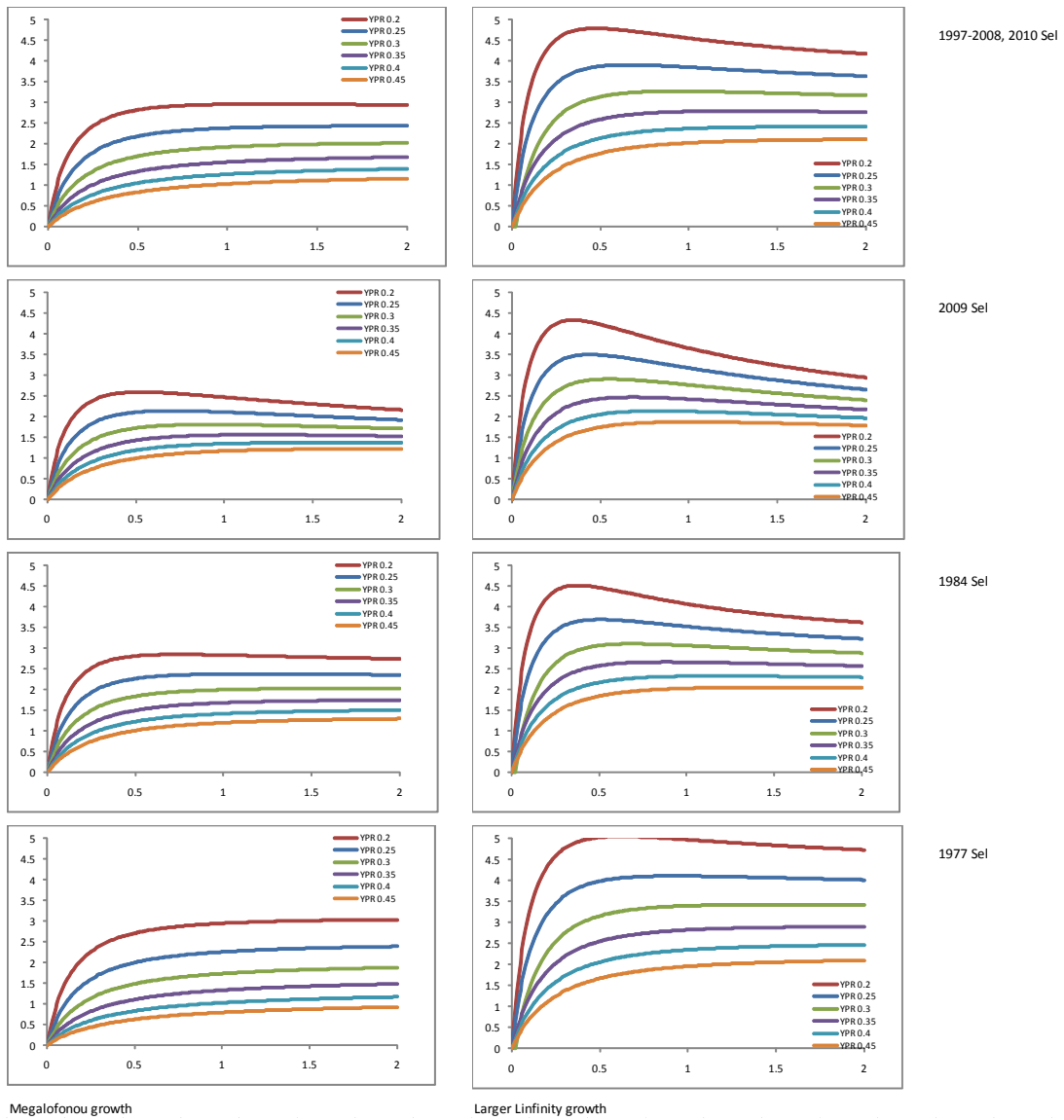
**Figure 27.** Comparison of relative biomass status assessed with the 2007 ASPM model and with the 2011 BSP model retrospective analysis, conducted by sequentially removing the most recent years of data to reflect what could have been available to the 2007 assessment.



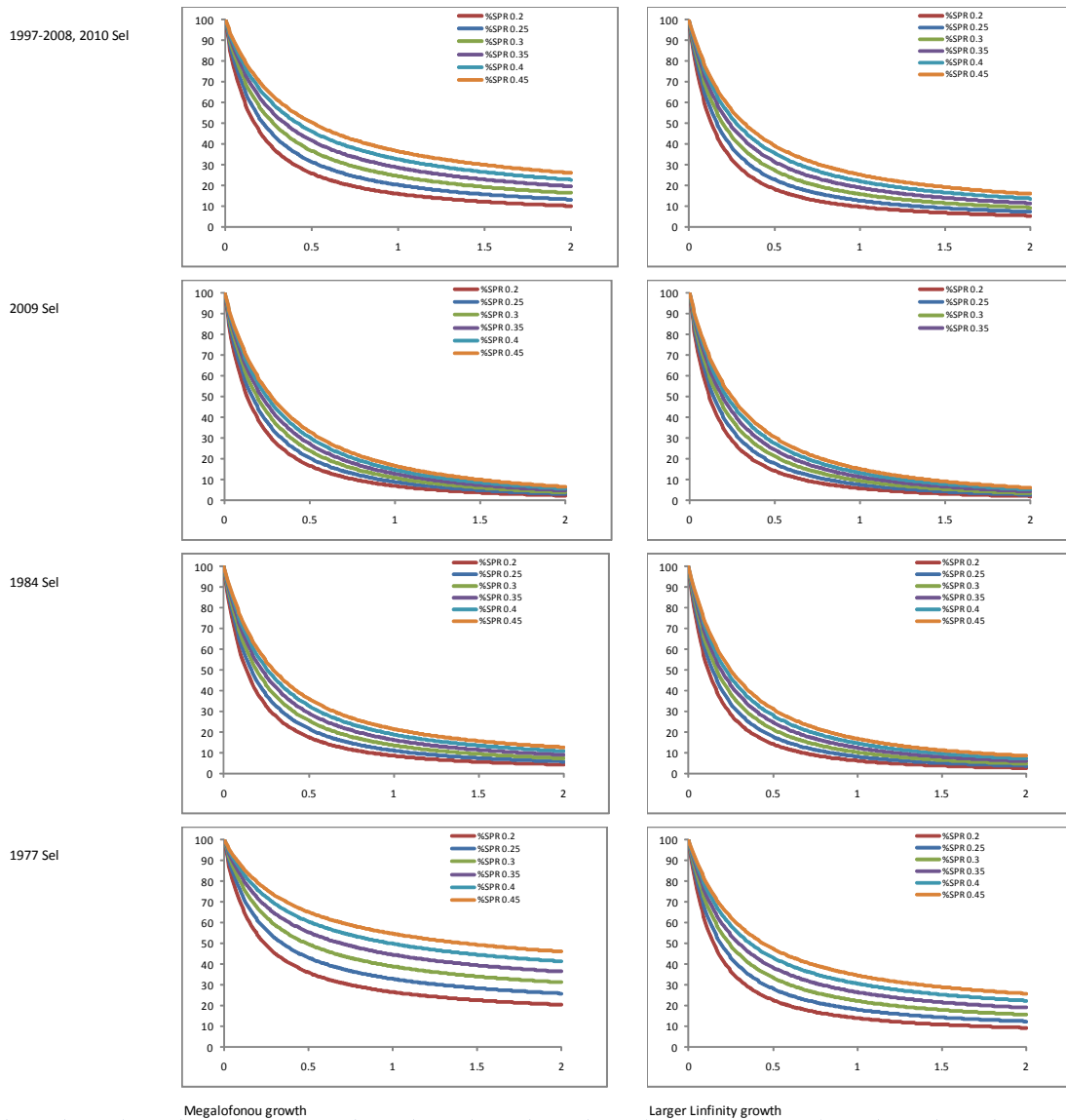
**Figure 28.** Total mortality ( $Z$ ) estimates obtained with length-converted catch curve analysis for Mediterranean albacore.



**Figure 29.** ALB-Med. Alternative selectivity curves obtained for the different selectivity periods considered. Parameters  $\alpha$  and  $\beta$  for the fitted logistic selectivity function for each period are reported on Table 13.

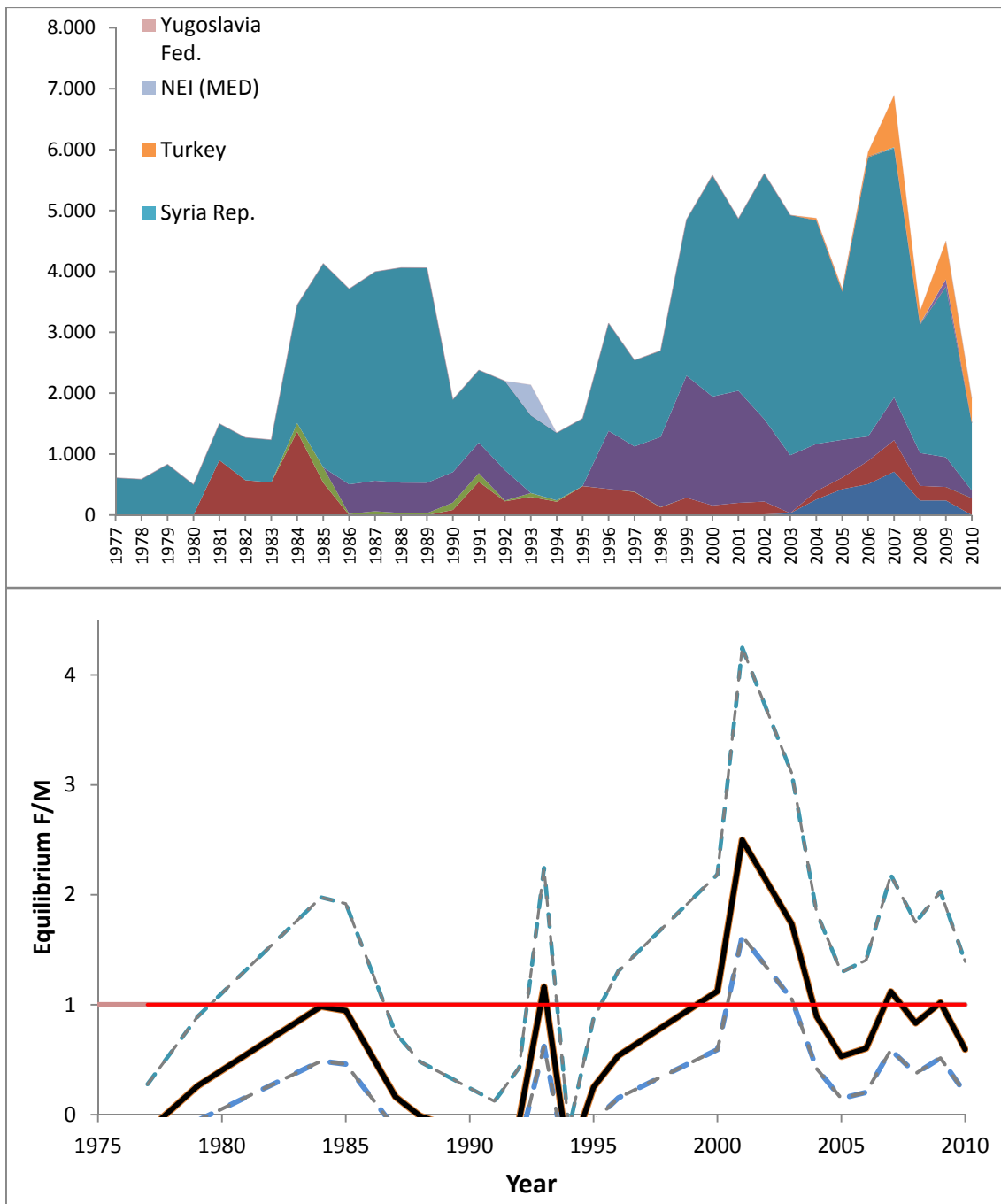


**Figure 30.** Yield (kg) per recruit sensitivities to growth pattern and M assumed for the 4 period selectivities used in the Mediterranean albacore analysis.

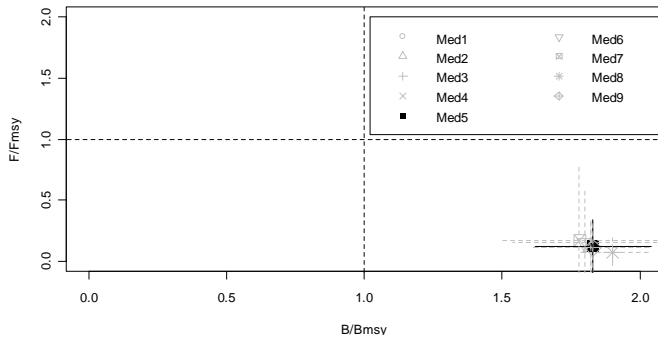


**Figure 31.** Percent SPR (Spawning biomass per recruit) sensitivities to growth pattern and M assumed for the 4 period selectivities used in the Mediterranean albacore analysis.

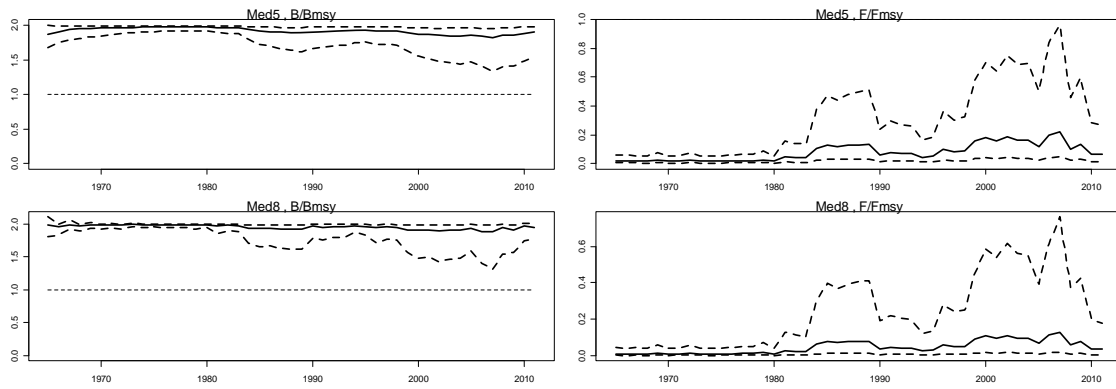




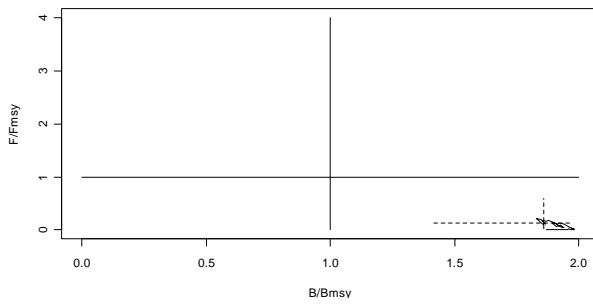
**Figure 32.** Estimates of equilibrium fishing mortality rate relative to  $M$  as a proxy for  $F_{MSY}$  based on length-converted catch curve analysis using the available size frequency samples and assuming Megalofonou (2000) growth. The central solid line represents an  $M$  assumption of 0.3 with patterns resulting from an assumed  $M$  of .4 (lower dashed) and .2 (upper dashed) also depicted. The upper plate depicts the time-series of catch ( $t$ ) reported by flag.



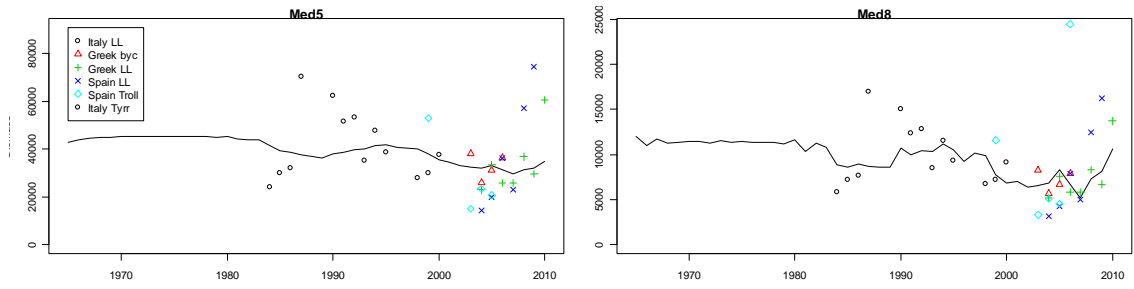
**Figure 33.** Phase plot for Mediterranean albacore. Base case is five (in bold).



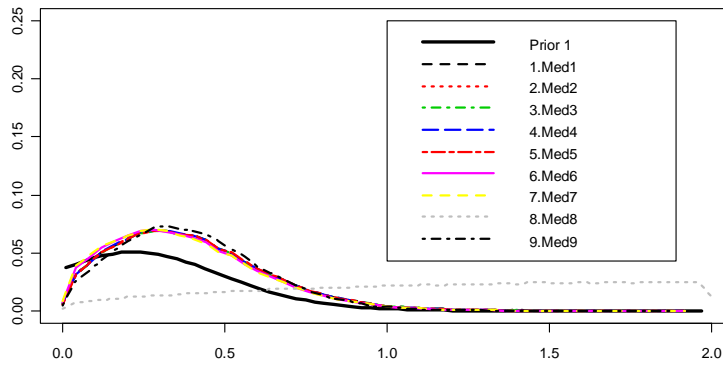
**Figure 34.** Trajectories from the BSP model for Mediterranean albacore for the biomass relative to  $B_{MSY}$  ( $B/B_{MSY}$ ) and fishing mortality rate relative to  $F_{MSY}$  ( $F/F_{MSY}$ ) for base case (Med 5, top panels) and an alternative run with uninformative priors (Med 8, bottom panels), showing 80% Bayesian credibility intervals (dashed lines).



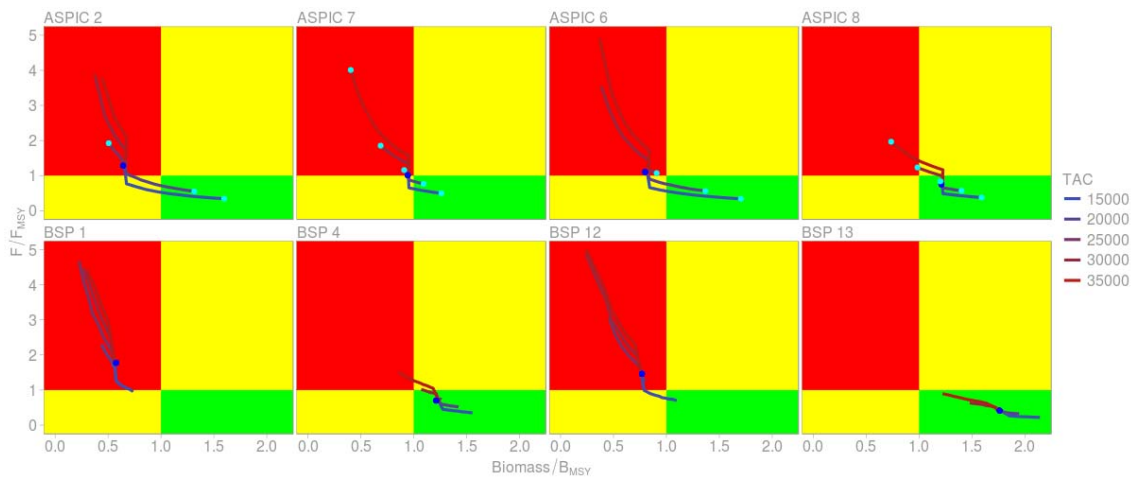
**Figure 35.** Plot of median relative fishing mortality rate versus relative biomass from the BSP model, with 80% credibility interval shown for 2010, for the base case model.



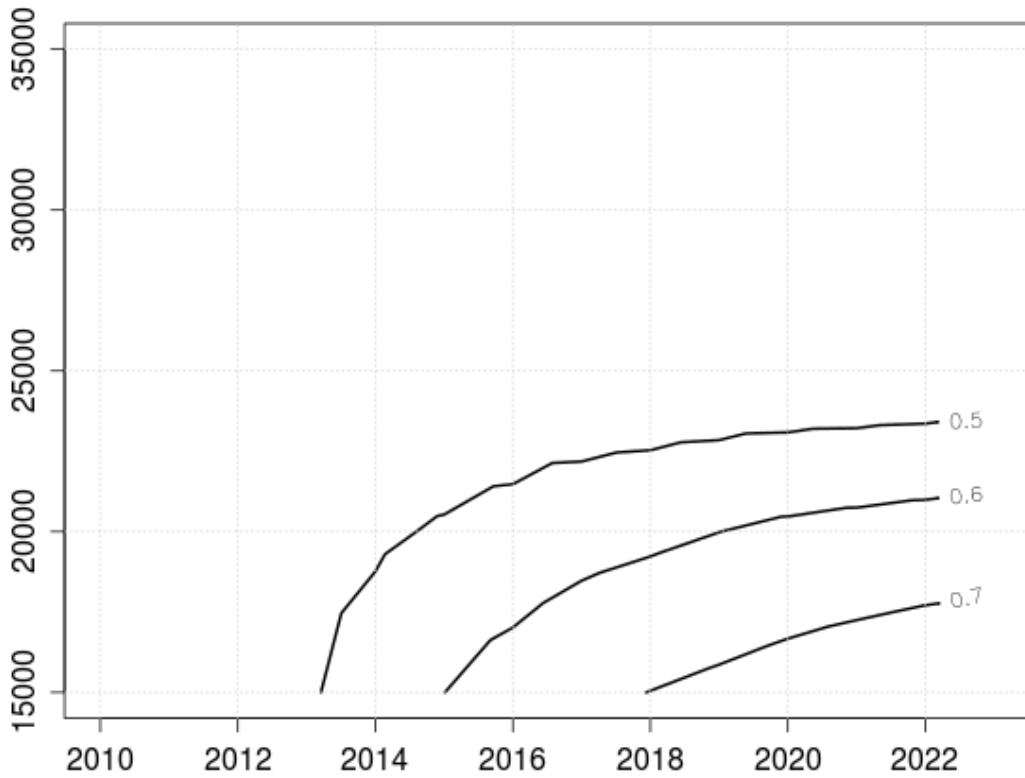
**Figure 36.** CPUE fits for the base case (left) and with uninformative priors (right).



**Figure 37.** Mediterranean prior used in models 1-7 and posterior for  $r$  from all runs of the BSP model. Model 5 is the base case, and model 8 has an uninformative prior for  $r$ , model 9 has a prior calculated with a lower range of  $M$  values.



**Figure 38.** “Kobe plots” by Run for TAC projections; lines are the median stock trajectories. Quadrants are defined for the stock and fishing mortality relative to  $B_{MSY}$  and  $F_{MSY}$ ; i.e. red  $SSB < B_{MSY}$  and  $F > F_{MSY}$ , green  $SSB > B_{MSY}$  and  $F < F_{MSY}$ , yellow otherwise.



**Figure 39.** Kobe strategy matrix (K2SM) advice plot. Contours correspond to the probability of being in the Kobe quadrant corresponding to  $SSB \geq B_{MSY}$  and  $F \leq F_{MSY}$  by year for each of the TAC levels, integrated over all runs with equal probability.

**AGENDA**

1. Opening, adoption of agenda and meeting arrangements
2. Biological data, including tagging information
3. Review of basic information
  - 3.1 Task I (catches)
    - 3.1.1 South Atlantic
    - 3.1.1 Mediterranean
  - 3.2 Task II (catch-effort and size samples)
    - 3.2.1 South Atlantic
    - 3.2.1 Mediterranean
4. Catch-at-size (CAS) and Catch-at-Age (CAA)
5. Review of catch per unit effort series
  - 5.1 South Atlantic
  - 5.2 Mediterranean
6. Methods and other data relevant to the assessment
  - 6.1 South Atlantic
  - 6.2 Mediterranean
7. Stock status results
  - 7.1 South Atlantic
  - 7.2 Mediterranean
8. Projections
9. Recommendations
  - 9.1 South Atlantic
  - 9.2 Mediterranean
10. Other matters
11. Adoption of the report and closure

**LIST OF PARTICIPANTS**

**SCRS CHAIRMAN**

**Santiago Burrutxaga**, Josu

Head of Tuna Research Area, AZTI-Tecnalia, Txatxarramendi z/g, 48395 Sukarrieta (Bizkaia), Spain  
Tel: +34 94 657 4000 (Ext. 497); 664 303 631, Fax: +34 94 657 2555, E-Mail: jsantiago@azti.es

**CONTRACTING PARTIES**

**BRAZIL**

**Agreli 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

**Hazin**, Humberto

UFRPE/DEPAq, Laboratorio de Oceanografía Pesqueira (LOP), Rua Dom Manuel de Medeiros, s/n, Dois Irmaos Recife-PE  
Tel: +55 81 3320 6500, Fax: +55 81 3320 6501, E-Mail: hghazin@hotmail.com

**EUROPEAN UNION**

**Arrizabalaga**, Haritz

AZTI - Tecnalia /Itsas Ikerketa Saila, Herrera Kaia Portualdea z/g, 20110 Pasaia Gipuzkoa, Spain  
Tel: +34 94 657 40 00, Fax: +34 94 300 48 01, E-Mail: harri@azti.es

**De Bruyn**, Paul

AZTI - Tecnalia, Herrera Kaia Portualdea z/g, 20110 Pasaia Gipuzkoa, Spain  
Tel: +34 94 657 40 00, Fax: +34 946 572 555, E-Mail: pdebruy@pas.azti.es

**Dell'Aquila, Marco**  
UNIMAR, Via Torino 146, 00184 Roma, Italy  
E-Mail: m.dellaquila@unimar.it

**Juan Jorda, María Jose**  
Recursos Marinos y Pesquerías, Departamento Biología Animal, Vegetal y Ecología, Universidade A Coruña, Campus A Zapateira s/n, 15071 A Coruña, Spain  
Tel: +34 981 139557, Fax: +34 981 167065, E-Mail: mjuanjorda@gmail.com

**Ortiz de Urbina, Jose María**  
Ministerio de Ciencia e Innovación, Instituto Español de Oceanografía, C.O de Málaga, Puerto Pesquero s/n, 29640 Fuengirola Málaga, Spain  
Tel: +34 952 197 124, Fax: +34 952 463 808, E-Mail: urbina@ma.ieo.es

**Saber Rodríguez, Samar**  
Ministerio de Ciencia e Innovación, Instituto Español de Oceanografía, C.O. Málaga, Puerto pesquero s/n, 29640 Fuengirola Málaga, Spain  
Tel: +34 952 197124, Fax: +34 952 463 808, E-Mail: samar.saber@ma.ieo.es

## **TURKEY**

**Ceyhan, Tevfik**  
Assistant Profesor, Ege University, Faculty of Fisheries, 35100 Bornova Izmir  
Tel: +90 232 311 5212, Fax: +90 232 3747450, E-Mail: tevfik.ceyhan@ege.edu.tr

## **UNITED STATES**

**Babcock, Elisabeth**  
Pew Institute for Ocean Science, Rosenstein School of Marine and Atmospheric Science, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33149  
Tel: +1 305 421 4852, Fax: +1 305 421 4077, E-Mail: ebabcock@rsmas.miami.edu

**Scott, Gerald P.**  
NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149  
Tel: +1 305 361 4596, Fax: +1 305 361 4219, E-Mail: gerry.scott@noaa.gov

## **URUGUAY**

**Pons Barrios, Maite**  
Dirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Sección y Recursos Pelágicos de Altura, Constituyente 1497, 11200 Montevideo  
Tel: +5982 400 4689, Fax: +5982 401 32 16, E-Mail: pons.maite@gmail.com

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

## **CHINESE TAIPEI**

**Chang, Feng-Chen**  
Overseas Fisheries Development Council, 19 Lane 113, Roosevelt Road Sect. 4, 106 Taipei, Taiwan  
Tel: +886 2 2738 1522, Fax: +886 2 2738 4329, E-Mail: fengchen@ofdc.org.tw; d93241008@ntu.edu.tw

**Yeh, Shean-Ya**  
Professor, Institute of Oceanography National Taiwan University, No. 1, Sec. 4, Roosevelt Road, 10617 Taipei, Taiwan  
Tel: +886 2 2363 7753, Fax: +886 2 2366 1197, E-Mail: sheanya@ntu.edu.tw

\*\*\*\*\*

## **ICCAT SECRETARIAT**

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

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

## LIST OF DOCUMENTS

- SCRS/2011/104 Albacore catch rate variations in the Greek drifting longline fisheries. Tserpes, G. and Peristeraki, P.
- SCRS/2011/107 Factors affecting Mediterranean albacore (*Thunnus alalunga* Bonnaterre, 1788) catch rates from the Turkish gillnet fleet. 2010-2011. Ceyhan, T., Akyol, O. and Ortiz de Urbina, J.M.
- SCRS/2011/108 Moon phase's influence on CPUE of Turkish albacore gillnet fishery. Ceyhan, T.
- SCRS/2011/109 Standardized CPUE for South Atlantic albacore by the Japanese longline fishery based on lognormal and negative binominal models. Matsumoto, T. and Uosaki, K.
- SCRS/2011/112 Application of a Bayesian Surplus Production Model to preliminary data for South Atlantic and Mediterranean albacore. Babcock, E.A.
- SCRS/2011/113 Length and sex composition of albacore, *Thunnus alalunga*, in the southwestern Atlantic. Pons, M. and Domingo, A.
- SCRS/2011/114 Catch rates standardization of albacore tuna, *Thunnus alalunga*, caught by the Uruguayan longline fleet (1983-2010). Pons, M., Ortiz, M. and Domingo, A.
- SCRS/2011/111 The Robin Hood Approach, Helping the Poor at the Expense of the Rich: An Example Based on Albacore. Kell, L. and Pallarés, P.
- SCRS/2011/115 A preliminary investigation of the albacore tuna (*Thunnus alalunga*) stock in the southern Atlantic Ocean using a non-equilibrium production model, including comparison with an age-structured production model. de Bruyn, P., Arrizabalaga, H. and Kell, L.
- SCRS/2011/116 Standardized CPUE of albacore (*Thunnus alalunga* Bonnaterre, 1788) caught by the Spanish surface longline in the western Mediterranean. 2004-2010. Ortiz de Urbina J.M., Macías D., de la Serna, J. M., Báez, J. C., García S, Gómez-Vives, M. and Saber, S.
- SCRS/2011/117 An approximation to albacore (*Thunnus alalunga* Bonnaterre, 1788) maturity ogive in the Mediterranean Sea by means of length- converted catch curve analysis. Ortiz de Urbina, J.M., Macías, D., Kell, L., Arrizabalaga, H. and Saber S.
- SCRS/2011/118 Conversion on Sampled-CAS into CAA of South Atlantic Taiwanese albacore catch, dating from 1981 to 2010, using knife cutting algorithm. Chang, F.C., Kao, W.Y. and Yeh, S.Y.
- SCRS/2011/119 Standardized CPUE of South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) based on Taiwanese longline catch and effort statistics dating from 1967 to 2010. Chang, F.C. and Yeh S.Y.
- SCRS/2011/120 Standardized southern albacore mean annual size, from fisheries size samples 1956-2010. Ortiz M. and Palma C.
- SCRS/2011/121 Standardization of the catch per unit effort for albacore (*Thunnus alalunga*) for the South African tuna-pole (baitboat) fleet for the time series 1999-2010. Kerwath, S.E., Winker, H. and West, W.
- SCRS/2011/124 Standardized catch rates of albacore (*Thunnus alalunga*) caught by the Brazilian fleet (1978-2010). Andrade, H.A.
- SCRS/2011/125 An assessment of Mediterranean albacore based on changes in mean size. Kell, L.

**AGEING ALGORITHM BASED ON THE KIMURA CHIKUNI MIXTURE  
OF DISTRIBUTIONS ANALYSIS (KIMURA 1987) IMPLEMENTED WITH AN R FUNCTION  
FROM A. MURTUA (<http://albertomurta.wikispaces.com/file/detail/Kimura-Chikuni-1987.R>).  
R FUNCTION**

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

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

Example of R script:

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



# Results test new algorithm

## 1. Epsilon value choice

epsilon		CAA from CAS 1983										
Num Itera	Epsilon	Age_0	Age_1	Age_2	Age_3	Age_4	Age_5	Age_6	Age_7	Age_8	Age_9	Age_10
2	0.1	2612.977	7447.194	29974.590	154751.800	236834.600	171007.100	102998.890	73583.080	56428.830	45816.110	41906.090
4	0.01	2614.300	7637.790	26473.310	154532.400	246117.200	167032.800	101255.160	74665.540	56137.960	44828.430	42066.330
10	0.001	2611.921	7670.317	26165.340	153994.700	249391.800	163934.400	100771.730	76882.280	55612.420	43380.550	42945.780
29	0.0001	2611.929	7670.030	26173.320	153942.400	249487.600	164093.600	99863.480	78274.960	55253.720	42345.200	43644.970
53	0.00001	2611.928	7670.046	26172.710	153950.100	249443.400	164198.500	99678.270	78479.020	55204.570	42235.640	43717.020
123	0.0000001	2611.928	7670.048	26172.640	153951.100	249437.600	164213.200	99648.610	78524.860	55163.300	42254.030	43713.970
244	0.00000001	2611.928	7670.048	26172.630	153951.200	249436.900	164215.100	99643.920	78534.660	55150.430	42263.650	43710.780
365	0.000000001	2611.928	7670.048	26172.630	153951.200	249436.900	164215.200	99643.450	78535.640	55149.150	42264.620	43710.460

## 2. Test small positive (0.01) constant added to avoid zero size bin cells

Age Distribution No Cte CAS 40-140 cm											Age Distribution Yes Cte CAS 40-140 cm											
Year	Age_0	Age_1	Age_2	Age_3	Age_4	Age_5	Age_6	Age_7	Age_8	Age_9	Age_10	Age_0	Age_1	Age_2	Age_3	Age_4	Age_5	Age_6	Age_7	Age_8	Age_9	Age_10
1981	2283.67522	32248.84	56657.95	221089.06	308187.5	244717	162096.99	137615.58	109355.98	85897.5	74614.37	2283.72525	32248.966	56658.06	221089.2	308187.6	244717.1	162097.1	137615.6	109356	85897.58	74614.61
1983	2611.92829	7670.046	26172.71	153950.13	249443.4	164198.5	99678.27	78479.02	55204.57	42235.64	43717.02	2611.97832	7670.168	26172.82	153950.2	249443.5	164198.6	99678.34	78479.08	55204.62	42235.71	43717.26
1984	475.94177	3090.98	45907.34	141628.88	213692	146811.7	88112.03	73626.74	50739.53	35830.22	62173.65	475.9918	3091.102	45907.45	141629	213692.1	146811.8	88112.09	73626.8	50739.58	35830.28	62173.89
1986	9510.35293	50538.11	167577.83	368719.1	603850.7	458847.8	255786.29	160130.21	123523.55	108852.31	110560.13	9510.40297	50538.228	167577.93	368719.2	603850.8	458847.9	255786.4	160130.3	123523.6	108852.4	110560.4
1995	384.01228	117797.4	319632.17	279068.21	375837.5	336853.9	171201.08	118934.44	103672.78	87057.57	67732.3	384.06232	117797.52	319632.28	279068.3	375837.6	336854	171201.1	118934.5	103672.8	87057.65	67732.53
1996	3578.45619	111671.1	312445.17	344406.74	481491.6	412641.5	179484.49	111133.06	97305.64	62754.49	41016.15	3578.50623	111671.18	312445.28	344406.8	481491.7	412641.6	179484.6	111133.1	97305.69	62754.55	41016.39
1997	2322.96543	21076.58	80029.51	258368.59	385013	327738.1	190188.57	130872.68	113827.07	94069.65	90556.58	2323.01547	21076.707	80029.62	258368.7	385013.1	327738.1	190188.6	130872.7	113827.1	94069.72	90556.82
2002	3860.61593	22952.6	184228.73	150244.64	354209.2	313973.8	241970	192764.35	142267.97	108628.89	112149.61	3860.66597	22952.722	184228.83	150244.7	354209.3	313973.9	241970.1	192764.4	142268	108629	112149.9
2003	997.38647	8514.318	43089.19	36430.88	228295.1	233232.2	235960.86	212377.08	162109.48	124802.86	101157.99	997.43651	8514.441	43089.3	36430.97	228295.2	233232.3	235960.9	212377.1	162109.5	124802.9	101158.2
2004	2925.66392	16065	70197.73	131885.41	296909.3	305552	191418.57	135718.57	93538.94	64534.53	48535.09	2925.71396	16065.123	70197.84	131885.5	296909.4	305552	191418.6	135718.6	93536.98	64534.61	48535.32
2006	3657.23627	2752.732	60784.53	229288.69	327385.2	246780.3	202742.11	154617.78	110013.73	72404.41	58266.66	3657.27631	2752.854	60784.64	229288.8	327385.2	246780.4	202742.2	154617.8	110013.8	72404.47	58266.9
2007	41.91015	2723.262	44521.16	146651.49	297868.8	277970.4	165076.43	97207.74	74849.01	60758.18	52451.84	41.96019	2723.384	44521.27	146651.6	297868.9	277970.5	165076.5	97207.8	74849.06	60758.25	52452.08
	-0.05003	-0.122	-0.11	-0.09	-0.1	-0.1	-0.06	-0.06	-0.05	-0.08	-0.24	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
	-0.05003	-0.122	-0.11	-0.09	-0.1	-0.1	-0.07	-0.06	-0.05	-0.07	-0.24	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
	-0.05003	-0.122	-0.11	-0.09	-0.1	-0.1	-0.06	-0.06	-0.05	-0.06	-0.24	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
	-0.05004	-0.123	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.06	-0.06	-0.05	-0.07	-0.24	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
	-0.05004	-0.122	-0.11	-0.09	-0.1	-0.1	-0.06	-0.06	-0.05	-0.08	-0.23	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
	-0.05004	-0.122	-0.11	-0.1	-0.1	-0.1	-0.06	-0.05	-0.05	-0.06	-0.24	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
	-0.05004	-0.123	-0.11	-0.09	-0.1	-0.1	-0.06	-0.06	-0.05	-0.07	-0.24	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
	-0.05004	-0.122	-0.11	-0.09	-0.1	-0.1	-0.07	-0.06	-0.05	-0.06	-0.23	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
	-0.05004	-0.123	-0.11	-0.09	-0.1	-0.1	-0.06	-0.06	-0.04	-0.08	-0.23	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
	-0.05004	-0.122	-0.11	-0.1	-0.1	0	-0.06	-0.06	-0.04	-0.08	-0.23	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
	-0.05004	-0.122	-0.11	-0.1	0	-0.1	-0.06	-0.06	-0.06	-0.06	-0.24	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
	-0.05004	-0.122	-0.11	-0.09	-0.1	-0.1	-0.07	-0.06	-0.05	-0.07	-0.24	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%

Diferencia in numbers

Diferencia in proportion by age class