

**REPORT OF THE 2017 ICCAT ATLANTIC SWORDFISH STOCK ASSESSMENT SESSION**

(Madrid, Spain 3-7 July, 2017)

**SUMMARY**

*The 2017 Atlantic swordfish stock assessment session was held in Madrid, Spain, from 3 to 7 July. The objective of this meeting was to assess the status of the stocks (North and South) of Atlantic swordfish. The last assessment was conducted in 2013. The two populations were assessed using several models, from different types of surplus production models to fully integrated age-structured models. Projections of stock status were conducted for this species and management advice was provided, although the group agreed to revise these during the forthcoming September species group meeting.*

**RÉSUMÉ**

*La réunion d'évaluation des stocks d'espadon de l'Atlantique de 2017 a eu lieu à Madrid (Espagne) du 3 au 7 juillet. La réunion avait pour objectif d'évaluer l'état des stocks (Nord et Sud) d'espadon de l'Atlantique. La dernière évaluation remonte à 2013. Les deux populations ont été évaluées à l'aide de plusieurs modèles, allant de différents types de modèles de production excédentaire jusqu'aux modèles structurés par âge entièrement intégrés. Des projections de l'état du stock de cette espèce ont été réalisées et un avis de gestion a été formulé, même si le groupe a convenu de les réviser pendant la prochaine réunion du groupe d'espèces de septembre.*

**RESUMEN**

*La Reunión de evaluación del stock de pez espada de 2017 se celebró en Madrid, del 3 al 7 de julio de 2017. El objetivo de esta reunión era evaluar el estado de los stocks (norte y sur) del pez espada del Atlántico. La evaluación más reciente se llevó a cabo en 2013. Se evaluaron las dos poblaciones utilizando varios modelos, desde diferentes tipos de modelos de producción excedente hasta modelos estructurados por edad plenamente integrados. Se realizaron proyecciones del estado del stock para esta especie y se facilitó asesoramiento de ordenación, aunque el Grupo convino en que se revisarían durante la próxima reunión del grupo de especies en septiembre.*

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

The meeting was held at the ICCAT Secretariat in Madrid, July 3 to 7, 2017. Dr Rui Coelho (EU-Portugal), the Species Group (“the Group”) coordinator and meeting Chairman, opened the meeting, welcomed participants and the Group Co-rapporteur (Dr Humber Andrade). Dr Miguel Neves dos Santos (ICCAT Assistant Executive Secretary and Scientific Coordinator) addressed the Group on behalf of the ICCAT Executive Secretary, welcomed the participants and highlighted the importance of the meeting due to the fact that the Atlantic swordfish stocks’ statuses have not been assessed for 4 years. The Chairman 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 abstracts of all SCRS documents presented at the meeting are included in **Appendix 4**. The following served as rapporteurs:

<i>Sections</i>	<i>Rapporteur</i>
Items 1, 11	M. Neves dos Santos
Item 2	P. De Bruyn, C. Palma, D. Rosa
Item 3	A. Hanke, F. Arocha, H. Andrade
Item 4	M. Ortiz, J. Costa, H. Andrade
Items 5, 6	E. Babcock, M. Ortiz, M. Schirripa, L. Kell, H. Winker
Item 7	E. Babcock, M. Schirripa, L. Kell, H. Winker
Item 8	D. Die, F. Arocha
Item 9	R. Coelho, D. Die, M. Neves dos Santos, G. Diaz
Item 10	P. De Bruyn, D. Die, G. Diaz, R. Forselledo
Data rapporteur	H. Andrade

## 2. Summary of available data submitted by the assessment data deadline (30 April 2017)

During the swordfish data preparatory meeting, the Group agreed to establish a deadline (April 30, 2017) to incorporate all the revisions provided by the CPCs on basic fisheries statistics (Task I and Task II) data. The final datasets (including estimations of CATDIS and CAS) were prepared by the Secretariat.

### 2.1 Catches

The final Task I nominal catches (TINC) of both swordfish Atlantic stocks (SWO-N and SWO-S) are presented in **Table 1** and **Figure 1**. The preliminary 2016 catch estimations (including Task I submissions and carry overs) were used for projections only.

### 2.2 Biology

Document SCRS/2017/133 presented a species distribution model (SDM) for swordfish using a habitat suitability framework. Currently, the model integrates ocean depth, annual average estimated total chlorophyll, temperature and oxygen. Model predictions and general distributions of North Atlantic swordfish catches are used as criteria for the inclusion and treatment of variables. Initial trials demonstrated that the habitat cannot be predicted using temperature and oxygen alone. The inclusion of the spatial annual average productivity via chlorophyll markedly improved distribution predictions. The current formulation predicts the north-south seasonal migration in the North Atlantic but also predicts high abundance in areas of low swordfish catch. Better, time-varying data for ecosystem productivity relevant to swordfish might resolve this problem, but important habitat features may also be missing.

The Group stressed that it would be useful to have more tags from a wider area to support the temperature and depth utilization patterns (per the Swordfish Work Plan). The Group suggested that the high catches in areas of predicted low abundance might be related to bottom features, it was mentioned that a new layer could be added to the model to include these features. It was also noted that the model should be extended to the Mediterranean Sea which is currently not included. This is an initial model that included chlorophyll to predict habitat utilization of swordfish, but it is expected that improvements to the model will move from chlorophyll to higher levels in the food web which will potentially better capture swordfish habitat utilization. The Group acknowledged the importance of this work and its continuity as it can provide valuable information on habitat use and stock boundaries of swordfish.

### **2.3 Length compositions**

The Task II size frequencies (T2SZ) presented, which include several revisions (being the most relevant ones, Chinese Taipei longline 1980-2007 series, and, the USA 1962-1985 series corrections involving various gears), were used to, prepare the stock synthesis (SS) input files, categorised by the fleet structure of the SS model (SS-fleet). Size frequency samples were created for stock, year, SS-fleet, and gear strata from the swordfish Task 2 SZ available in ICCAT DB. Size samples reported as weight category were not included, also size measures of 10 cm bins or larger were excluded. All size data were standardized to LJFL measures, fish over 450 cm were considered outliers and removed. For a given size frequency observation, a minimum of 100 measured fish was required for use in the SS model. The Secretariat also provided an update of the catch-at-size (CAS, 1978-2015) estimations for both north and south Atlantic stocks.

### **2.4 Other relevant data**

The CATDIS (1950-2015) estimations were also updated by the Secretariat (**Figures 2 and 3**), aiming to reflect the most up-to-date T1NC of swordfish. The CATDIS was then used (instead of T1NC, with poor time-area detail) as the input of the SS models, as the biomass removals catch series by stock.

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

The CAS of both swordfish Atlantic stocks (SWO-N and SWO-S) were updated (revision to the 1978-2013 period, and, new estimations for the 2014-2015 period) in order to reflect in weight equivalent (numbers transformed into weight) the current T1NC. The methodology used (in particular the substitution criteria) was revised by this Group during the 2017 ICCAT Swordfish Data Preparatory Meeting (Anon., in press a). All the new and revised information, received until the deadline, was used on the estimations. **Tables 2 and 3** presents the North and South SWO CAS overall matrixes, respectively. **Figure 4** shows the mean weights (kg) of both Atlantic stocks.

## **4. Relative abundance indices: overview of indexes to be used - provided by the CPUE index and data deadline (30 April 2017)**

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

During the data preparatory meeting several indices were presented and discussed for the North Atlantic: Canada, Japan, Morocco, EU-Portugal and USA. Most of them were considered suitable as input data for the stock assessment models. However, the Group asked Canada and Japan to provide updates based on WG comments, and asked Spain to present updated CPUE series with a supporting document. In addition the Group decided to conduct a collaborative work among national scientists to calculate a combined biomass index for the North Atlantic.

Document SCRS/2017/137 provided an updated combined biomass index of abundance for the North Atlantic swordfish stock 1963-2015. In this working paper the standardized biomass index of abundance developed for the 2006, 2008 and 2012 ICCAT SCRS meetings for north Atlantic swordfish assessments were revised and updated with data through 2015. Generalized Linear Modeling (GLM) procedures were used to standardize swordfish catch (biomass) and effort (number of hooks) data from the major longline fleets operating in the North Atlantic: United States, EU-Spain, Canada, Japan, Morocco and EU-Portugal. As in past analyses, main effects included: year, area, quarter, a nation-operation variable accounting for gear and operational differences thought to influence swordfish catchability, and a target variable to account for trips where fishing operations varied according to the main target species. Interactions among main factors were also evaluated.

The Group discussed the results in the light of the potential advantages and disadvantages of using combined or separated indices as input data in the models. The Group noticed that there was a gap (1971-1974) and that the differences between nominal and standardized CPUEs were higher in the beginning of the time series when only data of Canada and Japan were available. In addition it was noted that the scales of the standardized estimations calculated for the period before and after the gap of the very beginning time series were different. It was noted that the model predicted large confidence bounds for the early years compared to recent period when more information was available. It was recommended that annual estimates of variance of the standardized index could be included in the assessment models when possible.

Document SCRS/2017/105 provided standardized catch rates of swordfish from the Spanish surface longline fleet in the North Atlantic. Log-normal Generalized Linear Models (GLM) were used to update the standardized catch rates (in number of fish and weight) of the Spanish surface longline fleet targeting swordfish during the period 1986-2015. Factors such as year, area, quarter, gear and bait as well as the fishing strategy – based on the ratio between the two most prevalent species and those most highly valued by skippers – were considered. Some sensitivity analyses were conducted concerning the model structure: base case – year not included in the interactions, alternative case – year included in random effects interactions. The base case models explained 51% and 53% of CPUE variability in number and weight, respectively.

The Group noted that the standardized CPUE trends were flat and that the coefficients of variations were very low. Despite the overall flat trend, there was an increase in the CPUE values at the end of 1990, when the Spanish fleet changed the gear from multifilament to monofilament. Catch ratios were used as a proxy for targeting. The potential disadvantages (or advantages) of using this approach were discussed, but the Group considered that the estimations presented are the best available information, and that it is worth using them in the stock assessment.

Document SCRS/2017/107 provided an updated standardized CPUEs in number of fish by age for the North Atlantic inferred for the Spanish longline fleet. Log-normal General Linear Modeling (GLM) from trips carried out by the surface longline fleet targeting swordfish in the North Atlantic stock were used in the calculations. Indices were developed for a 34-year period (1982-2015) using a sex-combined growth model for ageing the size data per trip. The criteria used to define areas, time periods and models were similar to those used in papers presented in the last stock assessment. The model also takes into consideration other factors such as gear style and type of trip (as target proxy) to allow for two important changes in fishing strategy which have occurred in recent periods. The base case models explained between 42% and 44% of CPUE variability. The standardized CPUE index for age 1 suggests an increasing trend of recruitment between the years 1997-2012.

Results suggest a positive correlation between standardized CPUE of age 1 and the Atlantic Multidecadal Oscillation (AMO), but a negative correlation with North Atlantic Oscillation (NAO). The Group recognizes that the investigation of correlations between the recruitment and climatological and oceanographic indexes are valuable. In addition the Group noted that the correlations between the standardized CPUEs of a given age and the estimations of the subsequent ages with a lag were not always evident. Drawbacks of using the slicing method to convert length in age when there are no age-length keys available for most of the period analyzed were recognized by the Group. The intrinsic dependence of the standardized CPUEs calculated for the different age groups were discussed as some stock assessment methods demand independent relative abundance indices.

After considerations the Group decides to use the age specific standardized CPUE in the SS assessment models, while the CPUE for age 4 could be an alternative to production models in order to estimate a proxy of spawning biomass.

Document SCRS/2017/144 provided standardized CPUE of swordfish for Chinese Taipei tuna longline fishery in the North Atlantic. A generalized linear model was used to estimate standardized CPUEs of swordfish caught by Chinese Taipei distant-water tuna longline fishery between 1968 and 2015. Four periods of 1968-2015, 1968-1989, 1990-2015 and 1997-2015 and information on operation type (the number of hooks per basket, HPB, for the model of 1997-2015) were considered in order to account for targeting changes in this fishery. The HPB did not explain much of the variability of CPUE. Abundance indices developed for swordfish for 1968-1989, 1990-2015 and 1997-2015 showed almost identical trends to those derived from the model of entire period (1968-2015). The standardized CPUE trend of swordfish started to decrease in the early 1970s, but increase quickly from 1989 to 1990, and then did not change much from 1997 until the end of the time series. The difference between the standardized CPUE of 1989 and of 1990 was large, which indicated a discontinuity due to an important change in the fishing strategy. In the beginning of 1990's the fleet changed from targeting albacore to bigeye tuna. The proportional reduction of deviance was low, which indicates that most of the CPUE variability could not be explained by the variables included in the models.

Standardized CPUEs of Chinese Taipei were not available in the data preparatory meeting and they were not discussed inter-sessionally. Therefore the Group decided not to consider them in base cases but in sensitivity analysis. However, the Group strongly encourages the further development of these series.

The standardized CPUE indices selected to be considered in the stock assessment analyses are provided in **Table 4** and in **Figure 5**. **Figure 6** shows the North Atlantic Combined biomass index used in the production models.



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

During the 2017 ICCAT Swordfish Data Preparatory Meeting the standardized CPUEs of three CPCs (Brazil, Japan and Uruguay) were presented (Anon., in press a). The Group asked Japan to provide updated series based on Group comments, and asked Spain to present an updated CPUE series with a supporting document. Chinese Taipei and South Africa were also contacted to provide CPUE series.

The update of the Japanese CPUE index was not completed in time to use in the assessment models, but work is progressing. The Group decided therefore to use the estimations presented in the data preparatory meeting as input for stock assessment models as the Japanese series convey important information concerning the early years of the fisheries. In addition, the Japanese series would be split into two parts (1990-2005 and 2006-2015) in order to account for important changes in the fisheries which resulted in large changes in catches particularly in the 2000s. This decision is supported by statistics on catches as they appear in the national report of Japan, which was showed by the Japanese scientist present at the stock assessment meeting.

Document SCRS/2017/106 provided an update standardized catch rates for swordfish (number and weight) from the Spanish longline fleet in the South Atlantic for the period 1989-2015. The updated standardized CPUEs were estimated using a Generalized Linear Model. Like in the analyses conducted for the North Atlantic (SCRS/2017/105) year, area, quarter, gear, bait and type of trip were considered as explanatory variables. Catch ratios were used as a proxy for targeting. Sensitivity analyses were conducted concerning the model structure: base case – year not included in the interactions, alternative case – year included as random effects interactions. The base case model explained 65% and 71% of CPUE variability in number and in weight respectively.

Time series of standardized CPUEs were flat across the years and the coefficients of variations were very low. It was reminded that the same considerations concerning the use of ratios between catches of species (swordfish and blue shark in this case) for North Atlantic applies also to the South Atlantic. However, the Group recommended that the EU-Spain time series should be considered in the stock assessment models.

Document SCRS/2017/145 provided standardized CPUEs of Chinese Taipei distant-water tuna longline fishery in the South Atlantic for the period 1968-2015. Generalized linear models were used to analyse catch rates in order to estimate the standardized CPUEs. Four time spans (1968-2015, 1968-1990, 1991-2015 and 1998-2015) were considered. Explanatory variables considered were year, season and area. Number of hooks per basket (HPB) was also included as explanatory variable when analyzing 1998-2015 time span. Standardized CPUE calculated for 1968-1990 and 1991-2015 time spans were similar to those estimated based on the entire data set in the periods the time spans overlap. The inclusion of HPB in the model used to analyze 1998-2015 did not change much the standardized estimations and did not result in much reduction of the deviance. In general, the standardized CPUE series for the South Atlantic swordfish decreased in the 1970s, but it was flat from the mid 1970s until the end of the 1980s. There was an increase from 1989 to 1990, followed by a decreasing trend until the end of the time series.

The Group noted that the standardized CPUE trend calculated for the South Atlantic was similar to that calculated for the North Atlantic. In addition, just like for the North Atlantic, there was a discontinuity between 1989 and 1990 for the South Atlantic, in the sense the difference between the estimations for these two years was very high due to targeting change.

Document SCRS/2017/138 explained that swordfish is a target species in the South African pelagic longline fleet operating along the west and east coast of South Africa. A standardization of the swordfish CPUE of the South African longline fleet for the time series 2004-2015 was carried out with a Generalized Additive Mixed Model (GAMM) with a Tweedie distributed error. Explanatory variables of the final model included year, month, geographic position (Lat, Long) and a targeting factor with 2 levels, derived by clustering of PCA scores of the root-root transformed, normalized catch composition. Vessel was included as a random effect. Swordfish CPUE had a definitive seasonal trend, with catch rates higher in winter and lower in summer. The standardised CPUE analysis indicates a consistently declining trend over the period 2004-2012, followed by a notable increase between 2012 and the final assessment year 2015.

The Group acknowledged this new series and agreed to consider it for the stock assessment.

Standardized CPUE indices selected to be considered in the stock assessment analyses are in **Table 5** and in **Figure 7**.

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

### 5.1 North Atlantic

#### 5.1.1 ASPIC / BioDyn

##### BioDyn

To take uncertainty about stock dynamics and the quality of data into account the SCRS routinely considers a range of scenarios comprising alternative model structures and datasets for a single stock. When running multiple scenarios, however, models have to be compared and validated before advice can be given. This is difficult where different models and datasets have been considered. Cross-validation, is a technique for validating models by evaluating prediction skill. It is conceptually simple, with few parametric or theoretic assumptions, and so can be used to make comparisons across datasets and model structures. Model predictions should be compared to observations rather than quantities such as fishing mortality ( $F$ ) and spawning stock biomass ( $SSB$ ) that cannot be observed, otherwise there is a danger of subjectively choosing model solutions. If the data (e.g. CPUE and catches) are regarded as being representative of the dynamics of the stock then they can be used as a model-free validation measure.

To address this, a continuity run was conducted for the ASPIC scenario conducted in 2013, i.e. for a logistic production function and combined CPUE index, using the dataset available in 2017 (CPUE and catch up to and including 2015). The analysis using BioDyn is presented in **Appendix 5**. This method is based on prediction residuals. This showed that as new data became available, in recent years, from the region around the biomass at maximum sustainable yield ( $B_{MSY}$ ), the evidence supported a fox (skewed) rather than a logistic (symetric) production function.

##### ASPIC

For the North SWO stock a continuity run was done with a surplus production model (SPM) using the same software (ASPIC-7) as in 2013, with the catch series 1950–2015, and the combined biomass index of abundance (1963–2015). This continuity run used the same assumptions and settings as the 2013 base model; briefly assuming a logistic production model function, estimating  $K$  and  $r$ , and fixing the  $B1/K$  parameter at 0.85.

#### 5.1.2 BSP2

The BSP2 software in VisualBASIC was used to run Bayesian surplus production models for the North Atlantic, as was done in the 2013 assessment. The BSP2 software is a variation on the BSP software that is cataloged in the ICCAT catalog of methods, and it is written in an older programming language. The Group decided to use the BSP2 software but recommended that the method be revised to run in a more modern language and the revised software should be included in the catalog of methods.

The base case model had a Schaefer functional form, which assumes that maximum sustainable yield ( $MSY$ ) occurs when biomass is at half the unfished biomass ( $K$ ). The differential equation version of BSP2 was used, so that the fishing mortality rate was estimated as an instantaneous rate rather than a proportional harvest rate.

The prior for  $r$  was lognormal, with mean 0.424 and logsd 0.40, the same as in the 2013 assessment (SCRS/2013/100). The prior for  $K$  was uniform on  $\log(K)$  between  $\log(500 \text{ t})$  and  $\log(1,000,000 \text{ t})$ . The prior for the starting biomass ratio ( $B_{1950}/K$ ) was lognormal with a mean of 0.875 and logsd of 0.25 with boundaries of 0.001 and 3.5. The constant of proportionality  $q$  for each series was estimated with an uninformative uniform prior between 0.00000001 and 2.

For the base case, the combined index was used as an index of abundance (SCRS/2017/137). The observation error CV was input as 0.23, which was approximately the MLE estimate when each point was given the same value. Process error was lognormal, with a log standard deviation input as a fixed parameter equal to 0.05.

The sensitivity runs included a generalized production model with  $B_{MSY}/K$  equal to either 0.4 (shape parameter=1.189) or 0.6 (shape parameter=3.39), a less informative prior for  $r$  (logsd=1), and including the indices separately with several alternative methods to set the observation error standard deviation. Diagnostic runs included a post model pre data (PMPD) model, which is a model run with only a single CPUE data point to evaluate the influence of the priors and the catch time series on the estimated dynamics. Retrospective analysis were conducted

in which the CPUE data were progressively truncated to earlier years, and the biomass after the end of the CPUE series was projected using the catch data. A bootstrap analysis, which included the CPUE series separately, then dropped out one index at a time, was also conducted (**Table 6**). See **Appendix 6** for details of the methods, diagnostics and sensitivity analyses.

### 5.1.3 Stock Synthesis (SS)

#### Initial Model

Based on data presented at the 2017 Swordfish Data Preparatory Meeting, the Stock Synthesis (SS) model was configured using seven longline fisheries and one “other”. The longline fisheries were Spain, United States, Canada, Japan, Portugal, Chinese Taipei, and Morocco. These fisheries collectively accounted for 92% of the total northern swordfish landings, with the other countries and gears making up the remaining 8 percent. The SS configuration uses one season, one area, and two sexes. Length samples for the eight fisheries were available from about 1978 to 2015. Fourteen indices of abundance were available for fitting population trends. (**Figure 8**)

Natural mortality for both male and female were fixed at 0.20 per age. Maturity was set to be 50% at age-5 and 100% thereafter. Fecundity was made a function of body weight. Growth parameters were fixed at values developed during the 2017 ICCAT Swordfish Data Preparatory Meeting (Anon., in press a).

For the western North Atlantic, from 1995-2011, catch rates for those fisheries in the western Atlantic tended to decrease while those in the eastern tended to increase. This was investigated further by hypothesizing that environmental phenomena were causing the population densities where changing as a result of changing oceanography (Goodyear *et al.*, 2017). This hypothesis was developed by realizing that several ecosystem indicators had switched from negative to positive (or visa-versa) in 1995. The indicator that covered the greatest area and has been shown to be influential was the Atlantic Multidecadal Oscillation (AMO) (Goodyear *et al.*, 2017). Based on regressions between CPUE residuals and the AMO, the Canadian (west), Japan (west), EU-Portugal (east), Morocco (east), EU-Spanish Age\_1, Age\_2, Age\_4, and Age\_5+ (all east) catchability ( $q$ ) were made a function of the AMO (**Figure 9**).

Selectivity was modeled to be length based with all ages (0-25) available. Dome-shaped selectivity was allowed for EU-Spain, US, Japan, EU-Portugal and Morocco. Asymptotic selectivity was assumed for Canada, Chinese-Taipei and “other”. Spanish age-specific CPUE was modeled with a fixed age-based selectivity (**Figure 10**). Length composition effective size was established by adjusting the effective- $n$  until unity was reached between the modeled effective- $n$  and the Francis suggested sample size. Selectivity fits to the length data were very satisfactory but with some deviances at times in the smaller fish (**Figure 11**).

A Beverton-Holt stock recruitment relation was assumed with maximum recruitment estimated and a standard deviation on recruitment deviations of 0.60, and a fixed steepness value of 0.80, as agreed on during the Data preparatory meeting. Deviations from the stock recruitment function showed no outstanding deviations or trends (**Figure 12**).

Model diagnostics provided evidence of model stability without any apparent retrospective patterns (**Figure 13**).

Various values of steepness were considered, as is often the case, results were indeed sensitive to the assumed values of not only steepness but natural mortality as well (**Figure 14**). Initially there was no clear evidence as to which values were best for these parameters.

To examine the influence of each CPUE, each index was removed one at a time and the model refit. The results of this diagnostic showed that the model was most sensitive to the Canadian and Japan CPUE (**Figure 15**). This result followed the fact that these two time series were the longest ones available and was not unexpected.

A diagnostic to the effect of the various length composition effective sample sizes 25 runs were made with randomly chosen sample sizes that were based on a mean equal to the fitted sample size with a coefficient of variation of 40 percent. Results from this diagnostic showed that the effective sample size had minor effects on the overall biomass trend (**Figure 16**).

Given that GLMs of CPUEs can often have CVs that are seemingly under estimated, a variance reweighting was used on each of the CPUE time series. The highest adjusted variance was assigned to the shorter Japanese time series and the smallest to the Spanish age-based CPUEs (**Figure 17**). The CV's of the added variance parameters was inversely proportional to the amount of required added variance. Trends in biomass both with and without the added variance had the most effect on the biomass trend in early years and the least on the latest years.

Much of the discussion surrounding the SS model centered on the assumption of the fixed value of steepness and the subsequent setting of the MSY value.

#### Base Model

The most significant change made to the initial model configuration was changing the assumed standard deviation in the recruitment deviations ( $\sigma_r$ ) from 0.60 to 0.20. This change was based on the fact that the assumed  $\sigma_r$  was set to 0.6, but residual mean square error of recruitment deviations was only 0.17, so the bias adjustment of 1.0 was inappropriate. The suggestion was to reduce  $\sigma_r$  to about 0.20.

These modifications did not result in any significant change in the biomass trend or current status of the stock. However, after these modifications were made the steepness parameter was found to be estimable by using an informative prior with a Beta distribution, a mean of 0.80 and a standard deviation of 0.06. The estimation of steepness resulted in a change to the perceived productivity of the stock. The Group discussed at length the implication of estimating steepness. Noticing that the value was in good agreement with the value that was suggested by a meta-analysis based on life history of swordfish (SCRS/2017/143) the Group agreed that estimating steepness was superior to fixing the parameter at an assumed value. This method resulted in the steepness estimate to be higher than the prior (steepness = 0.88, SD = 0.03) and no longer hitting the upper bound of the parameter (1.0) as in the original model configuration (**Figure 18**).

The full final SS model diagnostics and fits are provided in **Appendix 7**.

### 5.2 South Atlantic

#### 5.2.1 BSP2

The BSP2 in VisualBASIC software was used to run Bayesian surplus production models for the South Atlantic, as was done in the 2013 assessment. The base case model had a Schaefer functional form, with fishing mortality calculated as an instantaneous rate.

The prior for  $r$  was lognormal, with mean=0.42 and logsd=0.46, the same as in the 2013 assessment (McAllister, 2014). The prior for  $K$  was uniform on  $\log(K)$  bounded between  $\log(500t)$  and  $\log(1,000,000t)$ . The prior for the starting biomass ratio was lognormal with a mean of 1 and logsd of 0.25 with boundaries of 0.001 and 3.5. The constant of proportionality  $q$  for each series was estimated with an uninformative uniform prior between 0.000000001 and 2 in most cases. In some cases  $q$  was estimated using the MLE value within the model to improve convergence.

The base case model excluded the historical Brazil series, which was flat and highly variable, but included Brazil-recent, EU-Spain, Uruguay, South Africa and Japan. The Japanese longline series was split in two at 2005/2006, and the EU-Spain series was split at 1999/2000 to account for changes in fishing methods that were not adequately captured in the standardization of the indices. Observation error was input at CV=0.2 for all data points. Process error was lognormal, with a log standard deviation input as a fixed parameter equal to 0.1.

The sensitivity runs included a generalized production model with  $B_{MSY}/K$  equal to either 0.4 (shape parameter=1.189) or 0.6 (shape parameter=3.39), a less informative prior for  $r$  (logsd=1), reducing process error to 0.05, and including or excluding various indices. Diagnostic runs were as described for the North Atlantic, and included a post model pre data (PMPD) model, retrospective analyses, and a bootstrap analysis (**Table 7**). See **Appendix 6** for details of the methods, diagnostics and sensitivity analyses.

### 5.2.2 JABBA

The stock assessment software ‘Just Another Bayesian Biomass Assessment’ JABBA was applied in the 2017 South Atlantic swordfish stock assessment. Building on recent advances in optimizing the fitting procedures through the development of Bayesian state-space modelling approaches (Meyer and Millar, 1999; Thorson *et al.*, 2012; Froese *et al.*, 2016), JABBA originates from a continuous development process of a Bayesian State-Space SPM software that has been applied and tested in the Report of the 2015 ICCAT Blue Shark Stock Assessment Session (Anon., 2016), the Report of the 2017 ICCAT Albacore Species Group Intersessional Meeting (including Assessment of Mediterranean Albacore) (Anon., 2017a) and the 2017 ICCAT Shortfin Mako Assessment Meeting (Anon, in press b). The motivation for developing JABBA was to provide a user-friendly R to JAGS interface for fitted generalized Bayesian State-Space SPMs to generate reproducible stock status estimates and diagnostics.

Initial assessment runs and sensitivity runs has been presented to group (SCRS/P/2017/027). The source code and R files for reproducing the final assessments runs have been made available to the Group. A full description of JABBA model formulation is provided in **Appendix 8** and is also documented by Winker *et al.* (2017).

#### Prior formulations

All priors were kept consistent across all the scenarios. A vaguely informative lognormal prior for  $K = 200,000$  metric tons with a CV of 100%. For  $r$ , the same lognormal prior (mean =  $\log(0.42)$ , sd = 0.37) was assumed as for the 2013 ICCAT South Atlantic swordfish assessment. The prior means for  $r$  were translated into  $F_{MSY}$  as  $F_{MSY} = r / 2$  (see **Appendix 8**). The initial biomass depletion prior ( $\varphi = B_{1950}/K$ ) was inputted in the form of a lognormal prior, assuming that the South Atlantic stock was unexploited in 1950 with a CV = 0.25. All catchability parameters were formulated as uninformative uniform priors, while the process variance and observation variance priors were implement by assuming inverse-gamma distributions (Meyer and Miller, 1999), such that:

$$\sigma_{\eta}^2 \sim \frac{1}{\text{gamma}(4,0.01)}$$

$$\sigma_{ADD,f}^2 \sim \frac{1}{\text{gamma}(2,0.01) + 0.25^2}$$

The process variance prior corresponds to mean process error of  $\sigma_{\eta} = 0.056$  (CV = 0.65) and the additional observation variance prior corresponds to a mean of  $\sigma_{ADD,f} = 0.1$  (CV = 1.96). Because most of the indices provided were considered over-precise with CV’s < 0.1, an additional observation error variance of  $0.25^2$  was added a priori to all time series.

#### Scenarios

In 2013, ICCAT last carried out a stock assessment for South Atlantic swordfish using the surplus production software packages ASPIC and BSP2. Preliminary runs of ASPIC and BSP2 were performed on nine separate indices indicated that the historical Brazilian index was driving the model lack of fit as a result of conflicting trends with most of the other indices. Only after removing the historical Brazilian index, it had been possible to achieve model convergence, though undesirable systematic trends in the residuals and the variance remained across the time series, with notably strong residual patterns in the Japanese longline CPUE for the years 2000-2005.

During the 2017 South Atlantic swordfish assessment, the Group therefore focused specifically on identifying and resolving potential CPUE data conflicts that may arise from fitting of multiple standardized CPUE time series. The following CPUE time series were available for the South Atlantic swordfish assessment: Brazil historical (1978-2004) and Brazil-recent (2005-2012); EU-Spain (1989-2015); Japan (1990-2015); Uruguay (2001-2012); and South Africa (2004-2015). In addition, the Chinese Taipei CPUE was presented and subsequently considered as sensitivity run. In contrast to the 2013 assessment, the Brazilian CPUE series was revised and split two separate time periods. Based on initial JABBA fits and residual diagnostics, it was noted that the early Brazilian CPUE series was very noisy, lacked a discernable abundance signal and conflicted with other CPUE indices. In addition, the group identified that the introduction of the ‘‘American-style’’ longline gear in the Spanish fleet had likely caused changes in swordfish catchability (García-Cortés *et al.*, 2010). Similarly, changes in targeting between

2005 and 2006 may have caused the apparent increase in the Japanese CPUE index, which also resulted in a strong residual pattern in the Japanese CPUE over this period as already noted during the 2013 assessment. Similar effects on yellowfin tuna between 2005 and 2006 has been also noted in the Report of the 2016 ICCAT Yellowfin Tuna Data Preparatory Meeting (Anon., 2017b). The Group explored the option of introducing time-blocks within the Spanish (1999/2000) and the Japanese (2005/2006) CPUE series to account for changes in fishing methods that were not adequately captured in the standardization of the indices. For this purpose, the following four scenarios runs were evaluated in detail for both Fox and Schaefer production functions:

1. Scenario 1: All CPUE indices (excl.TAI)
2. Scenario 2: All CPUE indices, excl. TAI and historical BRA
3. Scenario 3: All CPUE, excl. TAI and historical BRA, and time blocks for JPN and EU.ESP
4. Scenario 4: All CPUE, incl. TAI and excl. historical BRA, and time blocks for JPN and EU.ESP

The Group decided that Scenario 3 was the most plausible base-case scenario. The base-case CPUE data therefore included Brazil-recent, EU-Spain, Uruguay, South Africa and Japan but excluded the historical Brazil series, where the Japanese CPUE was split at 2005/2006, and the EU-Spain series was split at 1999/2000. The base-case scenario was used as a reference case to conduct sensitivity runs with various combinations of CPUE indices based on both the Schaefer and the Fox production function (**Table 8**). Sensitivity was assessed with respect to the stock status estimates  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$ .

## 6. Stock status results

### 6.1 North Atlantic Swordfish

#### 6.1.1 ASPIC / BioDyn

##### BioDyn

The results of the BioDyn analysis are provided in **Appendix 5**.

##### ASPIC

The results showed similar trends of biomass and fishing mortality as estimated in the prior assessments (**Figure 19**) until 1995, afterwards the trends of the relative biomass ( $B/B_{MSY}$ ) show a general increase, but the rate of recovery varied between the assessments results. By 2006, the stock was below the  $B_{MSY}$  in all assessments. In 2013 assessment the results indicated that the stock biomass was at or over the  $B_{MSY}$ . In the current assessment (2017), the surplus production model indicates that the rate of recovery has been much slower compared to 2013 results, although by 2015 the stock biomass is above  $B_{MSY}$ . This basically implies changes in the perception of the productivity of stock between 2013 and 2017 assessments.

In general, the results from the continuity run agree with those from the Bayesian surplus production model (BSP2) and the catch statistical model (Stock Synthesis) from the present assessment. It was noted that shape parameter showed a trend when more data became available around the MSY, which supported a skewed production function. It is noted that these models did not include process error. The trends of the SPM parameters were explored using the Fox and generalized (Pella and Tolimson) production models with the ASPIC software. **Table 9** shows the parameter estimates ( $K$ ,  $r$ , and  $B1/B_{MSY}$ ) and derived quantities for each of the three surplus production models. The generalized and Fox models produced identical estimates, while the logistic model varied slightly, although 80% confidence bounds overlapped among models. **Figure 20** shows the trend in the SPM parameter estimates when one year of data was removed at a time between 2015 and 2009. The Fox and generalized models predicted again similar parameters for all the years, while the logistic model estimated consistently different parameters for 2009-2015. From 2009 to 2012 the estimates of  $K$  decreased in all three model formulations while estimates of MSY increased suggesting a more productive stock. However, this trend shifted in 2012 and from 2012 to 2015 the estimates of  $K$  increased while MSY decreased suggesting a less productive stock. This trend is likely associated with a high point in the standardized index of abundance in 2012. However, all SPM formulations agreed in that at 2015, the stock biomass is above  $B_{MSY}$ , and the fishing mortality is below  $F_{MSY}$ .

### 6.1.2 BSP2

The base case model, which used the combined CPUE index, gave fairly precise estimates of the model parameters (**Table 10**), compared to the sensitivity runs using all the data series separately (**Table 11**, see **Appendix 6**). The means and CVs of  $r$  and  $K$  from model runs with all the indices were quite similar to the values from the post model pre data model diagnostic (run N5), which was run with no CPUE data. The more precise estimates from the combined index were caused by the fact that some of the contradictory trends between series were accounted for in the GLM that generated the combined index which is using operational data from the major longline fisheries in the North. Thus, the combined index probably gives a more accurate measure of the trend in abundance.

Alternative estimates of the observation error, and different priors for  $r$  and  $K$  had only a small impact on the estimates of the parameters and the current status. Using alternative shapes of the production function did not change the estimated biomass trajectory, but did change the reference points (**Table 11**, **Figures 21** and **22**). Thus, the median current biomass was near  $B_{MSY}$  with the base case, which was a Schaefer model ( $B_{MSY}/K=0.5$ ), but median current biomass was above  $B_{MSY}$  using the generalized production function ( $B_{MSY}/K=0.4$ ). Both models found that the median current  $F$  was around  $0.8F_{MSY}$ .

For the North Atlantic BSP2 base case model, the retrospective analysis showed that there was no consistent retrospective pattern (**Figure 23a**). However, the retrospective run that ended in 2012 when the combined CPUE was high (**Figure 5**) estimated a slightly higher 2015 biomass than runs with other end years. Because of the lower values of the CPUE index after 2012, models with data ending in 2014 or 2015 were more pessimistic. The low CPUE values since 2013 may explain why the current assessment found that the population is around  $B_{MSY}$  despite the fact that the population is increasing and was estimated to be around  $B_{MSY}$  in the 2013 assessment. The generalized production model also showed no retrospective bias (**Figure 23b**).

### 6.1.3 Stock Synthesis

The SS model results indicated that the northern swordfish were not overfished nor was overfishing occurring. The estimates of  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$  are shown in **Figure 24**. Terminal year (2015) values and approximate 95% confidence intervals for  $B/B_{MSY}$  were 1.13 (0.81-1.45) and those for  $F/F_{MSY}$  were 0.75 (0.57-0.92). The estimates of total yield at MSY was 12,708 (12,175-13,240) metric tons. The estimate of fishing mortality at MSY was 0.17 (0.14-0.21).

## 6.2 South Atlantic swordfish

### 6.2.1 BSP2

The base case, which excluded the early Brazil series, included Japan, and split both Japan and EU-Spain into early and late periods, estimated that the population remained high until around 1990 and then declined rapidly as catches increased (**Figures 25** and **26**). The current biomass was below  $B_{MSY}$  and current  $F$  was above  $F_{MSY}$  (**Table 12**). The sensitivity analyses varied greatly depending on which CPUE series were included and how they were split into time blocks (**Table 13**). Runs that included the highly variable series from Brazil in the early years estimated very little change in biomass over the time series. Runs that did not split EU-Spain, or that included Chinese Taipei, showed some decline, but not as much as the base case. Changing the way the observation error was specified, or using different priors had less of an effect than the choice of indices. Using a generalized model rather than the Schaefer model did not change the biomass trend, but did change the reference points, so that current biomass was closer to  $B_{MSY}$ .

A retrospective analysis on the base case run found that there were no consistent trends in the estimated production functions, or the biomass estimates (**Figure 27**). However, when the data ended in 2011, the model was more pessimistic about current status.

### 6.2.2 JABBA

For the South Atlantic, all scenarios for JABBA were able to converge adequately as judged by the Gelman and Rubin (1992) and Heidelberger and Welch (1983) diagnostic test and satisfying stationary behaviour of the MCMC chains.

The initial fit to Scenario 1 provided evidence that the very noisy historical Brazil CPUE disguised the abundance signals of the other CPUE indices, which resulted in an overall poor fit associated with fairly high a Residual-Mean-Square-Error (RMSE) of 30.8% (**Figure 28**). Excluding the historical Brazil CPUE in Scenario 2 slightly improved the fit (RMSE = 24.1%), but revealed notable data conflicts between the standardized CPUE from Japan (1990-2015) and Spain (1989-2016). The Base-Case Scenario (Scenario 3), including the two change points in the catchability coefficients (time-blocks) within the EU-Spanish CPUE and Japanese CPUE series, substantially improved the residual pattern (RMSE = 19%) and also produced a noticeable improved DIC = 169.7 compared to Scenario 2 with a DIC = 182.3, despite adding additional degrees of freedoms (df = 4). Adding the Chinese Taipei CPUE in the additional sensitivity run (Scenario 4) indicated no data conflict with the Base-Case and showed a similar fit in terms of the RMSE = 19.9% (**Figure 28**). Schaefer and Fox model versions showed no discernible difference in the fitting diagnostics. Sensitivity runs (**Table 8**) showed that excluding the Spanish CPUE had the strongest effect on stock status results out all CPUE series relative to the Base-Case (**Figure 29**). The trends of the final Schaefer base-case JABBA model is presented in **Figure 30**.

Stock depletion (B/K) and status estimates (B/B<sub>MSY</sub> and F/F<sub>MSY</sub>) are provided for the Schaefer and Fox Base-Case scenarios together with the model parameter estimates in **Table 14**. Both Schaefer and Fox models estimated that South Atlantic swordfish catches remained under the stock's expected surplus production since 2010 (**Figure 29**), which is in agreement with the predicted rebuilding of biomass over this period (**Figure 30**). For the final assessment year 2015, both Schaefer and Fox models consistently estimated that biomass depletion was just below B<sub>MSY</sub>, while fishing mortality was estimated at around F<sub>MSY</sub> (**Table 15; Figure 31**). The JABBA results for the base-case scenario therefore closely resemble the BSP2 results for the South Atlantic.

### 6.3 Synthesis of assessment results

Considerable progress was made since the last Atlantic swordfish assessment on the integration of new data sources, in particular biology and size information for the North Atlantic using integrated SS models. The specific results for each swordfish stock are summarized below.

#### *North Atlantic*

For the North Atlantic, the final base case BSP2 model estimated that current biomass (B<sub>2015</sub>) was near B<sub>MSY</sub> (median = 0.99, 95% CIs = 0.77-1.24) and current F (F<sub>2015</sub>) was lower than F<sub>MSY</sub> (median = 0.81, 95% CIs = 0.61-1.10). The final base case SS model estimated that B<sub>2015</sub> was above B<sub>MSY</sub> (median = 1.13, 95% CIs = 0.81-1.45) and F<sub>2015</sub> was lower than F<sub>MSY</sub> (median = 0.75, 95% CIs = 0.57-0.92).

Both models agreed that overfishing is not occurring and biomass is either higher or very close to B<sub>MSY</sub>. The results obtained in this evaluation are not entirely comparable with those obtained in the last assessment (2013) due to the incorporation of more data sources and updated information. It was noted that catches in the last years have been below the TACs adopted by the Commission. It is also particularly noteworthy that the CPUE series has been decreasing since 2012 causing biomass trends to shift to lower levels compared to the 2013 assessment. This was also noted in the continuity run using ASPIC with the updated CPUE series and catch data.

The Group agreed that this assessment represents a significant improvement in our understanding of current stock status for North Atlantic swordfish using updated information and integration of the new data sources. The Group therefore agreed that management advice, including stock status and projections, should be based on BSP2 and SS.

#### *South Atlantic*

For the South Atlantic, the final base case BSP2 model estimated that current biomass (B<sub>2015</sub>) was lower than B<sub>MSY</sub> (median = 0.64, 95% CIs = 0.43-1.00) and current F (F<sub>2015</sub>) was higher than F<sub>MSY</sub> (median = 1.15; 95% CIs = 0.61-1.82). The final base case JABBA model estimated that B<sub>2015</sub> was below B<sub>MSY</sub> (0.72, 95% CIs = 0.53-1.01) and F<sub>2015</sub> was very close to F<sub>MSY</sub> (0.98, 0.70-1.36).

Both models agreed that the southern swordfish stock biomass is overfished, and that overfishing is either occurring or current F is very close to F<sub>MSY</sub>. The results obtained in this assessment are not comparable with those obtained in the last assessment (2013) due to the use of individual CPUEs compared to the use of a single CPUE combined across indices in the previous assessment. There was also an informative prior for *K* based on values from the North Atlantic in the 2013 assessment, but not in the current assessment.



The Group agreed that this assessment represents an improvement in our understanding of current stock status for South Atlantic swordfish using updated information, individual CPUEs and integration of prior biological knowledge. The Group also agreed that either one of the models (BSP2 or JABBA) could be used for Management advice, but given that both are very similar in structure and use of information only one should be used. Given that JABBA is written in open-source software with more capabilities for future evolutions, the Group agreed that the management advice, including stock status and projections, should be based on JABBA model.

## 7. Projections

### 7.1 North Atlantic swordfish

#### 7.1.1 BSP2

Projections were only conducted for the final base case model. As projections incorporated process error the predicted trajectories are variable. These are therefore more realistic of the future uncertainty in the stock status. Although MSY is estimated to be around 13,400 t, taking into account process error, only catches up to 13,200 t are expected to allow the population to remain at or above  $B_{MSY}$  throughout the projected time period (**Figure 32**). Catches around the current level or lower (11,000 t) have an increasing probability of remaining in the green quadrant of the Kobe plot (**Table 16**).

#### 7.1.2 SS

Projections of stock status at various levels of future catch are shown **Figure 33**. Given the current status of the stock being quite close to the MSY benchmarks, values of catch below MSY are projected to maintain biomass above  $B_{MSY}$  during the projected time frame while catches above MSY would be expected to lower future biomass.

### 7.2 South Atlantic swordfish

#### 7.2.1 BSP2

Projections were only conducted for the final base case model. The median MSY was around 14,400. However, because the population is currently depleted to a median  $B/B_{MSY}$  of 0.7, catches would need to be reduced below about 12,000 to rebuild the population (**Figure 34**).

#### 7.2.2 JABBA

Projections were only conducted with Schaefer JABBA final model base-case scenario. Although the median MSY was around 14,600 metric tons, the 2015 biomass depletion level at  $B/B_{MSY} = 0.72$  would require catches be at or below 14,000 tons to rebuild the population to biomass levels that can produce MSY by the end of the projection period in 2030 (**Figure 35**). However, the Group noted that projections for this long term are highly uncertain. As the JABBA base-case mode is used for management advice in the South Atlantic, Kobe strategy matrices are presented in **Tables 17 to 19**.

## 8. Limit reference points

Document SCRS/2017/143 used a mathematical approach to estimate steepness based on life history data, and then used that information in assessing resiliency in time of rebuilding to target and limit reference points for the SWO north stock. The mathematical model to assess risk to the stock and the fishery showed that while  $0.4 SSB_{MSY}$  maybe a good reference point for a biomass limit, it results in a high type II error (i.e. failing to protect the stock when needed 80% of the time). If this risk is reduced, it increases the risk to a loss in yield when it is not required. Thus, the resulting action would tend to over-protect the resource and penalize the fisheries or vice versa. Therefore, a conservative limit around  $0.6 SSB_{MSY}$  was suggested for the SWO North stock, to balance the risk between the resource and the fishery.

The Group discussed these results and noted that they depend on strong assumptions on the knowledge of larval survival. Future work would need to incorporate estimates of uncertainty on biological parameters (eg. maturity-at-age, fecundity-at-age, quality of fecundity per unit of kg of females and early life history parameters such as larval growth and survival). The Group noted that the estimate of steepness from this study is consistent with those obtained from Stock Synthesis for the Northern Stock.

In 2016 the Commission agreed on a roadmap for the completion of MSE in support of the adoption of a harvest control rule for North Atlantic SWO. During the current meeting, the SCRS chair summarized the implications of the calendar described in the roadmap. This road map calls for the process of development of MSE to start in earnest in 2017 and be completed by 2019 for a possible adoption of an HCR by the Commission.

The Standing Working Group to Enhance Dialogue between Fisheries Scientists and Managers (SWGSM) met the week prior to the swordfish assessment and briefly considered the swordfish MSE during its discussions. The SWGSM supported the idea that the SCRS should use the guidance provided for the northern albacore in order to advance the northern Atlantic swordfish MSE:

- an objective to be in the green quadrant of the Kobe plot ( $B > B_{MSY}$  and  $F < F_{MSY}$ ) with at least 60% probability
- use the performance indicators from the North Atlantic albacore MSE
- use the types of HCRs tested in the North Atlantic albacore MSE

It was pointed out that work on MSE for swordfish is less advanced than for albacore or bluefin tuna and therefore that it will be challenging to abide by the schedule adopted by the Commission. To date no swordfish study has completed a “full MSE” including:

- a structured consultation process with managers about objectives, performance indicators and candidate harvest control rules
- the development of a broad set of operating model hypotheses involving directly the swordfish working group, and an agreed way to reject and weight Operating Model hypotheses
- an observation error model which can mimic the data types, and their error structure, to be included in the management procedure
- Identification of candidate management procedures
- Testing of management procedures with the full feedback loop, including implementation uncertainty

However, elements to inform an MSE process have been completed. For example, Tserpes *et al.* (2009) developed an operating model for Mediterranean swordfish which they used to test the performance of seasonal closures and constant effort controls, however, error models were limited to generating stochastic recruitment and stochastic landings into the future and did not include a proper testing of a management procedure. Kell *et al.* (2012) developed a preliminary MSE which did have most of the elements above except the broad consultation with managers and the Working Group. However, the authors did complete MSE simulations with full feedback loops and testing of a reduced set of harvest control rules. In this research the operating model was conditioned on an aged based assessment (i.e. Adapt VPA) and the management procedure was based on a biomass dynamic stock assessment with a harvest control rule based on a hockey stick with target and limit reference points. Harvest control rules tested were developed in consultation with the WGSAM and the management procedure included a production model. The authors acknowledge that the study was intended to demonstrate the usefulness of MSE and not to provide advice about N swordfish. The same software framework was used to conduct the North Albacore MSE (Kimoto and Itoh, 2017).

For northern swordfish, Schirripa, 2017a (see Anon., in press a) used two alternative operating models, one based on a Fox production model the other on a Shaeffer production model to evaluate the performance of using two alternative target reference points. The simulation assumed TACs were implemented without error on the assumption that future stock status was known without error.

Schirripa (2016) also used a similar approach to that of Schirripa (2017a) to evaluate how two alternative HCRs would have performed in the past if they were applied to determine TACs and implemented for the first time during the years that ICCAT had completed assessments (1991, 1996, 1999, 2003, 2006 and 2009). These simulations incorporate an assessment based on a production model, and thus had some of the elements of an MSE, including an HCR.

It was pointed out that the SS model developed (Schirripa, 2017b – see Anon., in press a – and SCRS/2017/023) for the 2017 assessment may be in the future considered as the basis of the development of a future operating model for the North Atlantic SWO MSE.

The Group recognized that delivering MSE results for North Atlantic SWO according to the schedule agreed upon by the Commission will be very challenging and require time and resources that are not presently available to the SCRS. The Group agreed that a detailed proposal for the research plan to support the agreed North Atlantic SWO MSE timetable, including costs, should be developed by the SCRS and presented to the Commission. Ideally such proposal would integrate the needs to conduct an MSE for tropical tunas, because it is likely that many CPC scientists would have to be involved in both, and draw on the experience of the albacore MSE. The Group also recommended that the funding for this work should be additional to the proposed strategic research fund for the SCRS.

Any work on MSE for North Atlantic swordfish will be useful for the future Mediterranean swordfish MSE.

## **9. Recommendations and workplan**

### **9.1 Research and statistics recommendations**

- CPUE index for the South: Given some continuing conflicting trends among the CPUE indices for the South Atlantic, the Group recommended considering a joint CPUE index using raw data, similar to what has been done for the North Atlantic.
- CPUE provision: The Group reiterates that all CPCs with major fisheries for northern and/or southern swordfish should provide standardized CPUE indices. This should adhere to the guidelines developed by the WGSAM.
- Data submission: The Group reiterates that CPCs should comply with all aspects of their data submission obligations which include the reporting of estimates of dead discards and, when possible, live releases.
- Estimation of dead discards: The Group recommended that, until CPCs fully comply with their obligations to report dead discards, the use of observer data as a tool to estimate dead discards as a proportion of the total landed catch be explored.
- CPUE standardisation. For the WGSAM to provide guidelines on how and when to include interactions between years and other factors in the CPUE standardization. Also how to account for targeting effects (e.g. catch ratios, clustering of catch composition and other alternatives). To ask for guidance on how to interpret measures of variance associated with the index in the presence of different model structures, especially in the context of the use of these measures of variances in the process of population modeling (e.g. in the weighting of different CPUEs).
- MSE timetable: The Group recommended that a detailed proposal to support the agreed North Atlantic SWO MSE timetable, including costs, should be developed by the SCRS and presented to the Commission. The Group expressed concern over the existing timeline for provision of the MSE to the Commission. This concern should be addressed in the proposal. Ideally such proposal would integrate the needs to conduct an MSE for tropical tunas, because it is likely that many CPC scientists would have to be involved in both, and draw on the experience of the albacore MSE.
- MSE funding: Delivering MSE results for northern SWO according to the schedule agreed upon by the Commission will be very challenging and require time and resources that are not presently available to the group or the SCRS. The Group recommended that the funding for the MSE for SWO should be in addition to a proposed strategic research fund for the SCRS.
- Model predictions cross validation: Model predictions should be compared to observations rather than quantities such as F and SSB that cannot be observed, otherwise there is a danger of subjectively choosing model solutions. If the data (e.g. CPUE and catches) are regarded as being representative of the dynamics of the stock then they can be used as a model-free validation measure. It is recommended that the WGSAM uses the North Atlantic swordfish assessment to explore the use of cross-validation of predicted data for model validation. This can also be used for weighting or selecting operating model scenarios in an MSE.

## **9.2 Management recommendations**

### *North Atlantic:*

It was determined that future catches around or above 12,900 t would likely result in a decrease in biomass. The group agreed to review this estimate once the combined Kobe matrix is produced.

### *South Atlantic:*

Current level of catches (10,058 t) will rebuild the stock to achieve the Convention objectives by 2020. Catches of 13,000t will result in about 60% probability of the stock reaching the green quadrant of the Kobe plot by 2024. The TAC should not exceed 13,000 t.

## **10. Other matters**

Presentation SCRS/P/2017/026 analyzed hooking mortality at haulback, of swordfish captured by longliners in the Southwestern Atlantic Ocean. Data were gathered by the Uruguayan National Observer Program (PNOFA) on board the Uruguayan and Japanese fleets. The latter fleet operated within the Uruguayan EEZ with an experimental fishing license or under a leasing agreement. Results show that the overall mortality for swordfish was 71.5%; for individuals smaller or equal to 125 cm mortality was 78.4% and for individuals smaller or equal to 119 cm mortality was 79.9%. Mortality was found to be related to size and Sea Surface Temperature. Smaller specimens have higher probabilities of being dead at-haulback as do specimens captured in warmer waters. These mortality estimates are not as high as the ones presented by Coelho and Muñoz-Lechuga (2017) which may be due to differences in areas of operation, with the latter occurring in warmer waters and including smaller individuals. However, the results address the question as to whether the minimum retention sizes currently in place in ICCAT are effective if the main objective is to protect juvenile swordfish.

The Group noted that even though the management measure might not be effective due to the high mortality rates observed, the measure might be working in other ways, such as encouraging vessels to avoid areas of high concentration of juveniles. Knowing this, it is important to identify those areas of high juvenile concentration. This study would necessitate the use of various CPCs observer data as well as the existing ICCAT official data. The extent of discarding also needs to be evaluated between countries as not all fishing operations are the same. It was suggested that including additional factors such as soak time and hook type and depth will also improve understanding of mortality.

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

The report was adopted by the Group and the meeting was adjourned.

## **References**

- Anonymous. (in press a). Report of the 2017 ICCAT Swordfish Data Preparatory Meeting (*Madrid, Spain 3-7 April, 2017*). SCRS/2017/003: 63 p.
- Anonymous. (in press b). Report of the 2017 ICCAT Shortfin Mako Assessment Meeting (*Madrid, Spain 12-16 June 2017*). SCRS/2017/002: 64 p.
- Anonymous. 2016. 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting (*Tenerife, Spain –March 23 to 27, 2015*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 72 (4): 793-865.
- Anonymous. 2017a. Report of the 2017 ICCAT Albacore Species Group Intersessional Meeting (including Assessment of Mediterranean Albacore) (*Madrid, Spain 5-9 June, 2017*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74 (2): 508-583.
- Anonymous. 2017b. Report of the 2016 ICCAT Yellowfin Tuna Data Preparatory Meeting (*San Sebastián, Spain - March 7 to 11, 2016*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 73 (1):1-75.

- Coelho R., Muñoz-Lechuga R. 2017. Hooking mortality of swordfish in pelagic longlines: comments on the efficiency of the minimum retention size currently in place in ICCAT. ICCAT paper SCRS/2017/052.
- Froese, R., Demirel, N., Coro, G., Kleisner, K.M., and Winker, H. 2016. Estimating fisheries reference points from catch and resilience. *Fish* 83: 506–526, doi:10.1111/faf.12190.
- García-Cortés B., Mejuto J., de la Serna J.M., and Ramos-Cartelle A. 2010. A summary on the activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) during the years 2006-2007. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65 (1):135-146.
- Gelman, A. and Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. *Statistical Science* 7: 457-472.
- Heidelberger, P. and Welch, P.D. 1983. Simulation Run Length Control in the Presence of an Initial Transient.
- Kell, L.T., De Bruyn, P., Mosqueira, I., and Magnusson, A. 2012. An evaluation of the performance of the Kobe strategy matrix: an example based upon a biomass dynamic assessment model. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 68 (3):1018-102.
- Kimoto A., and Itoh T. 2017. The standardized bluefin CPUE of Japanese longline fishery in the Atlantic up to 2017 fishing year. ICCAT paper SCRS/2017/025.
- McAllister M.K. 2014. A generalized Bayesian Surplus Production stock assessment software (BSP2). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 70 (4):1725-1757.
- Meyer, R., and Millar, R.B. 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 56: 1078–1087.
- Schirripa M. 2016. Building a management strategy evaluation for northern swordfish: part 1. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 72(8): 2031-2041.
- Schirripa M. 2017a. Simulation of Harvest Control Rules for North Atlantic swordfish utilizing a historic perspective. ICCAT presentation SCRS/P/2017/006.
- Schirripa M. 2017b. North Atlantic Swordfish Stock Synthesis configuration v1.0. ICCAT presentation SCRS/P/2017/007.
- Thorson, J.T., Cope, J.M., Branch, T.A., and Jensen, O.P. 2012. Spawning biomass reference points for exploited marine fishes, incorporating taxonomic and body size information. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 69(9): 1556–1568. NRC Research Press. doi:10.1139/f2012-077.
- Tserpes, G., E. Tzanatos, P. Peristeraki, V. Placenti, and L. T. Kell. 2009. A bio-economic evaluation of different management measures for the Mediterranean swordfish. *Fisheries Research* 96: 160-166.
- Winker H, Carvalho F., Sharma R., Parker D., and Kerwath S. 2017. Initial stock assessment results for the North and South Atlantic shortfin mako (*Isurus oxyrinchus*) using a Bayesian Surplus Production Model and the Catch-Resilience method CMSY. ICCAT paper SCRS/2017/135.

# RAPPORT DE LA RÉUNION ICCAT D'ÉVALUATION DU STOCK D'ESPADON DE L'ATLANTIQUE DE 2017

(Madrid (Espagne), 3-7 juillet 2017)

## 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 3 au 7 juillet 2017. Le Dr Rui Coelho (UE-Portugal), coordinateur du groupe d'espèces ("le groupe") et président de la réunion, a ouvert la réunion et a souhaité la bienvenue aux participants et au co-rapporteur du groupe, le Dr Humber Andrade. Le Dr Miguel Neves dos Santos (Secrétaire exécutif adjoint et coordinateur scientifique de l'ICCAT) s'est adressé au groupe au nom du Secrétaire exécutif de l'ICCAT, souhaitant la bienvenue aux participants et soulignant l'importance de la réunion en raison du fait que l'état des stocks d'espadon de l'Atlantique n'a pas été évalué depuis quatre ans. Le Président a passé en revue l'ordre du jour qui a été adopté sans modification (**appendice 1**).

La liste des participants se trouve à l'**appendice 2**. La liste des documents présentés à la réunion est jointe à l'**appendice 3**. Les résumés de tous les documents SCRS présentés à la réunion sont joints à l'**appendice 4**. Les personnes suivantes ont assumé les fonctions de rapporteur :

<i>Points</i>	<i>Rapporteur</i>
Points 1, 11	M. Neves dos Santos
Point 2	P. De Bruyn, C. Palma, D. Rosa
Point 3	A. Hanke, F. Arocha, H. Andrade
Point 4	M. Ortiz, J. Costa, H. Andrade
Points 5, 6	E. Babcock, M. Ortiz, M. Schirripa, L. Kell, H. Winker
Point 7	E. Babcock, M. Schirripa, L. Kell, H. Winker
Point 8	D. Die, F. Arocha
Point 9	R. Coelho, D. Die, M. Neves dos Santos, G. Diaz
Point 10	P. De Bruyn, D. Die, G. Diaz, R. Forselledo
Rapporteur des données	H. Andrade

## 2. Résumé des données soumises dans les délais prévus pour l'évaluation (30 avril 2017)

Au cours de la réunion de préparation des données sur l'espadon, le groupe a décidé de fixer un délai (30 avril 2017) afin d'incorporer toutes les révisions fournies par les CPC sur les données statistiques de base des pêcheries (tâche I et tâche II). Les jeux de données finaux (y compris les estimations de CATDIS et CAS) ont été préparés par le Secrétariat.

### 2.1 Captures

Les prises nominales finales de la tâche I (TINC) des deux stocks d'espadon de l'Atlantique (SWO-N et SWO-S) sont présentées au **tableau 1** et à la **figure 1**. Les estimations préliminaires des captures de 2016 (y compris les soumissions de la tâche I et les reports) n'ont été utilisées que pour les projections.

### 2.2 Biologie

Le document SCRS/2017/133 présentait un modèle de distribution des espèces (SDM) pour l'espadon à l'aide d'un cadre d'adéquation de l'habitat. Actuellement, le modèle intègre la profondeur de l'océan, la moyenne annuelle estimée de la chlorophylle totale, la température et l'oxygène. Les prédictions du modèle et les distributions générales des prises d'espadon de l'Atlantique Nord sont utilisées comme critères pour l'inclusion et le traitement des variables. De premiers essais ont démontré que l'habitat ne peut pas être prédit à l'aide de la température et l'oxygène seulement. L'inclusion de la productivité moyenne annuelle spatiale par l'intermédiaire de la chlorophylle a considérablement amélioré les prévisions de distribution. La formulation actuelle prévoit la migration saisonnière Nord-Sud dans l'Atlantique Nord, mais prévoit également une abondance élevée dans les zones de faibles captures d'espadon. De meilleures données variables dans le temps pour la productivité de l'écosystème pertinente à l'espadon pourraient résoudre ce problème, mais d'importantes caractéristiques de l'habitat pourraient également manquer.

Le groupe a souligné qu'il serait utile d'avoir plusieurs marques provenant d'une zone plus large pour soutenir les schémas d'utilisation de la température et de la profondeur (selon le plan de travail pour l'espadon). Le groupe a suggéré que les prises élevées dans des zones où une faible abondance est prédite pourraient être liées aux caractéristiques du fond ; il a été mentionné qu'une nouvelle couche pourrait être ajoutée au modèle pour inclure ces caractéristiques. Il a également été noté que le modèle devrait être étendu à la mer Méditerranée, qui n'est pas actuellement incluse. Il s'agit d'un modèle initial qui comprenait de la chlorophylle pour prédire l'utilisation de l'habitat de l'espadon, mais il est escompté que les améliorations du modèle iront de la chlorophylle à des niveaux supérieurs dans la chaîne alimentaire, ce qui lui permettra potentiellement de mieux capturer l'utilisation de l'habitat de l'espadon. Le groupe a reconnu l'importance de ce travail et de sa poursuite, car il peut fournir de précieuses informations sur l'utilisation de l'habitat et les délimitations des stocks d'espadon.

### **2.3 Compositions des tailles**

Les fréquences de tailles de la tâche II (T2SZ) présentées, qui comprennent plusieurs révisions (les plus importantes étant les corrections des séries palangrières du Taïpei chinois de 1980-2007 et des séries des Etats-Unis de 1962-1985 impliquant divers engins) ont été utilisées pour élaborer les fichiers d'entrée de Stock synthèse (SS), caractérisés par la structure de la flottille du modèle SS (flottille-SS). Les échantillons de fréquence de tailles ont été créés pour le stock, l'année, la flottille-SS et les strates d'engin à partir des données SZ de la tâche II pour l'espadon disponibles dans l'ICCAT-DB. Les échantillons de taille déclarés comme catégorie de poids n'ont pas été inclus ; les mesures de la taille par intervalle de 10 cm ou plus ont été exclues. Toutes les données de taille ont été standardisées aux mesures LJFL, les poissons de plus de 450 cm étant considérés comme des valeurs atypiques ont été retirés. Pour une observation de fréquence de taille donnée, il fallait un minimum de 100 poissons mesurés pour être utilisés dans le modèle SS. Le Secrétariat a également fourni une mise à jour des estimations de la prise par taille (CAS, 1978-2015) pour les stocks de l'Atlantique Nord et Sud.

### **2.4 Autres données pertinentes**

Les estimations CATDIS (1950-2015) ont également été mises à jour par le Secrétariat (**figures 2 et 3**) en vue de refléter les plus récentes données TINC sur l'espadon. CATDIS a ensuite été utilisé (au lieu de TINC dont les informations spatiotemporelles étaient insuffisantes) comme entrée des modèles SS, comme séries de capture de ponctions de la biomasse par stock.

## **3. Données de capture, y compris prise par taille et tendances des pêcheries**

La CAS des deux stocks d'espadon de l'Atlantique (SWO-N et SWO-S) a été mise à jour (révision de la période 1978-2013 et nouvelles estimations pour la période 2014-2015) afin de refléter la TINC actuelle équivalente en poids (numéros transformés en poids). La méthodologie utilisée (en particulier les critères de substitution) a été révisée par ce groupe au cours de la réunion ICCAT de préparation des données sur l'espadon de 2017 (Anon, sous presse a). Toutes les informations nouvelles et révisées, reçues jusqu'à la date limite, ont été utilisées pour les estimations. Les **tableaux 2 et 3** présentent respectivement les matrices totales de CAS pour l'espadon. La **figure 4** montre les poids moyens (kg) des deux stocks de l'Atlantique.

## **4 Indices d'abondance relative : examen des indices à utiliser - fournis à la date limite de présentation des données et des indices de CPUE (30 avril 2017)**

### **4.1 Indices d'abondance relative - Nord**

Au cours de la réunion de préparation des données, plusieurs indices ont été présentés et discutés pour l'Atlantique Nord : Canada, Japon, Maroc, UE-Portugal et Etats-Unis. La plupart d'entre eux ont été jugés acceptables comme données d'entrée pour les modèles d'évaluation des stocks. Toutefois, le groupe a demandé au Canada et au Japon de fournir des mises à jour basées sur les commentaires du groupe, et il a invité UE-Espagne à présenter des séries de CPUE actualisées avec un document à l'appui. En outre, le groupe a décidé d'effectuer un travail collaboratif entre les scientifiques nationaux pour calculer un indice de biomasse combiné pour l'Atlantique Nord.

Le document SCRS/2017/137 fournissait une actualisation de l'indice combiné de l'abondance de la biomasse pour le stock d'espadon de l'Atlantique Nord pour 1963-2015. Dans ce document de travail, l'indice standardisé de l'abondance de la biomasse qui a été mis au point pour les réunions d'évaluation du SCRS de l'ICCAT de 2006, 2008 et 2012 portant sur l'espadon de l'Atlantique Nord, a été révisé et actualisé avec des données allant jusqu'en

2015 compris. Des procédures du modèle linéaire généralisé (GLM) ont été utilisées afin de standardiser les données de capture (biomasse) et d'effort (numéro d'hameçons) de l'espadon provenant des principales flottilles palangrières opérant dans l'Atlantique Nord : Etats-Unis, UE-Espagne, Canada, Japon, Maroc et UE-Portugal. Comme lors des analyses antérieures, les principaux effets incluaient : année, zone, trimestre, une variable nation-opération tenant compte des différences d'engins et d'opérations censées influencer la capturabilité de l'espadon, une variable cible pour tenir compte des sorties où les opérations de pêche ont varié en fonction des principales espèces cibles. Les interactions entre les principaux facteurs ont également été évaluées.

Le groupe a examiné les résultats à la lumière des avantages et des inconvénients potentiels de l'utilisation des indices combinés ou séparés comme données d'entrée dans les modèles. Le groupe a remarqué qu'il existait une lacune (1971-1974) et que les différences entre les CPUE nominales et les CPUE standardisées étaient plus élevées au début de la série temporelle lorsque seules les données du Canada et du Japon étaient disponibles. En outre, il a été noté que les échelles des estimations standardisées calculées pour la période antérieure et postérieure à la lacune du tout début de la série temporelle étaient différentes. Il a été noté que le modèle prédisait de grands intervalles de confiance pour les premières années par rapport à la période récente où davantage d'information était disponible. Il a été recommandé que les estimations annuelles de la variation de l'indice standardisé soient incluses dans les modèles d'évaluation lorsque cela est possible.

Le document SCRS/2017/105 fournissait des taux de capture standardisés de l'espadon provenant de la flottille palangrière de surface espagnole opérant dans l'Atlantique Nord. Des modèles linéaires généralisés log-normaux (GLM) ont été utilisés pour actualiser les taux de capture standardisés (en nombre de poissons et poids) de la flottille palangrière de surface espagnole ciblant l'espadon au cours de la période 1986-2015. On a pris en compte des facteurs, tels que année, zone, trimestre, engin et appât ainsi que la stratégie de pêche - sur la base du ratio entre les deux espèces les plus nombreuses et celles les plus appréciées par les capitaines. Des analyses de sensibilité ont été effectuées en ce qui concerne la structure du modèle : case de base - année non incluse dans les interactions, cas alternatif - année incluse dans les interactions des effets aléatoires. Le cas de base du modèle a expliqué 51% et 53% de la variabilité de la CPUE en nombre et en poids, respectivement.

Le groupe a noté que les tendances des CPUE standardisées sont aplanies et que les coefficients de variation étaient très faibles. Malgré la tendance généralement aplanie, les valeurs de la CPUE ont augmenté à la fin de 1990, quand la flottille espagnole a changé d'engin, passant du multifilament au monofilament. Les ratios de capture ont été utilisés en tant qu'indice approchant pour le ciblage. Les inconvénients potentiels (ou avantages) de cette approche ont été examinés, mais le groupe considérait que les estimations présentées sont la meilleure information disponible, et qu'il est intéressant de les utiliser dans l'évaluation des stocks.

Le document SCRS/2017/107 fournissait une mise à jour des CPUE standardisées en nombre de poissons par âge pour l'Atlantique Nord, provenant de la flottille palangrière espagnole. Des modèles linéaires généralisés log-normaux (GLM) obtenus des sorties réalisées par la flottille palangrière de surface ciblant l'espadon dans l'Atlantique nord ont été utilisés dans les calculs. Des indices ont été élaborés pour une période de 34 ans (1982-2015) à l'aide d'un modèle de croissance de sexe combiné pour déterminer l'âge d'après les données de taille par sortie. Les critères utilisés pour définir des zones, des périodes temporelles et des modèles étaient similaires à ceux utilisés dans les documents présentés lors de la dernière évaluation des stocks. Les modèles tiennent également compte d'autres facteurs, tels que le style d'engin et le type de sortie (comme indice approchant cible) pour permettre deux changements importants dans la stratégie de pêche qui se sont récemment produits. Les cas de base des modèles expliquaient entre 42% et 44% de la variabilité de la CPUE. L'indice de CPUE standardisée pour l'âge 1 suggère une tendance à la hausse du recrutement entre 1997 et 2012.

Les résultats suggèrent une corrélation positive entre la CPUE standardisée d'âge 1 et l'oscillation atlantique multidécennale (*Atlantic Multidecadal Oscillation* - AMO), mais une corrélation négative avec l'oscillation Nord-Atlantique (NAO). Le groupe reconnaît que l'étude des corrélations entre le recrutement et les indices climatologiques et océanographiques est d'une grande valeur. En outre, le groupe a noté que les corrélations entre les CPUE standardisées d'un âge donné et les estimations des âges ultérieurs avec un décalage n'étaient pas toujours évidentes. Le groupe a reconnu les inconvénients de l'utilisation de la méthode de découpage pour convertir la longueur en âge lorsqu'il n'y a aucune clef âge-longueur disponible pour la plupart de la période analysée. La dépendance intrinsèque des CPUE standardisées calculées pour les différents groupes d'âge a été discutée étant donné que certaines méthodes d'évaluation des stocks exigent des indices indépendants de l'abondance relative.



Après ces considérations, le groupe a décidé d'utiliser la CPUE standardisée spécifique à l'âge dans les modèles d'évaluation SS, alors que la CPUE pour l'âge 4 pourrait être une alternative aux modèles de production afin d'estimer un indice approchant de la biomasse reproductrice.

Le document SCRS/2017/144 fournissait une CPUE standardisée de l'espadon pour la pêcherie palangrière de thonidés du Taipei chinois opérant dans l'Atlantique Nord. Un modèle linéaire généralisé a été utilisé pour estimer les CPUE standardisées des espadons capturés par la pêcherie palangrière de thonidés du Taipei chinois opérant en eaux lointaines entre 1968 et 2015. Quatre périodes de 1968-2015, 1968-1989, 1990-2015 et 1997-2015 et des informations sur le type d'opération (le nombre d'hameçons par panier (HPB), pour le modèle de 1997-2015) ont été considérées afin de tenir compte des variations de ciblage dans cette pêcherie. Le nombre d'hameçons par panier n'expliquait pas une grande partie de la variabilité de la CPUE. Les indices d'abondance développés pour l'espadon pour 1968-1989, 1990-2015 et 1997-2015 ont montré des tendances presque identiques à celles obtenues à partir du modèle de l'ensemble de la période (1968-2015). La tendance de la CPUE standardisée de l'espadon a commencé à diminuer dans les années 1970, mais a rapidement augmenté de 1989 à 1990 et n'a ensuite pas changé à partir de 1997 jusqu'à la fin de la série temporelle. La différence entre la CPUE standardisée de 1989 et de 1990 était importante, ce qui indiquait une discontinuité en raison d'un changement important dans la stratégie de pêche. Au début des années 1990, la flottille a délaissé le germon pour cibler le thon obèse. La réduction proportionnelle de la déviance était faible, ce qui indique que la plupart de la variabilité de la CPUE ne pouvait pas s'expliquer par les variables incluses dans les modèles.

Les CPUE standardisées du Taipei chinois n'étaient pas disponibles à la réunion de préparation des données et elles n'ont pas été discutées entre les sessions. Par conséquent, le groupe a décidé de ne pas les considérer dans les cas de base, mais dans l'analyse de sensibilité. Toutefois, le groupe encourage vivement la poursuite du développement de ces séries.

Le **tableau 4** et la **figure 5** présentent les indices de CPUE actualisés sélectionnés pour être utilisés dans l'évaluation des stocks. La **figure 6** montre l'indice de biomasse combiné pour l'Atlantique Nord utilisé dans les modèles de production.

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

Pendant la réunion de préparation des données sur l'espadon de 2017 de l'ICCAT, les CPUE standardisées de trois CPC (Brésil, Japon et Uruguay) ont été présentées (Anon, sous presse a). Le groupe a demandé au Japon de fournir des séries actualisées basées sur les commentaires du groupe, et il a invité UE-Espagne à présenter une série de CPUE actualisées avec un document à l'appui. Le Taipei chinois et l'Afrique du Sud ont été également contactés pour fournir des séries de CPUE.

La mise à jour de l'indice des CPUE japonaises n'a pas été achevée suffisamment à l'avance pour être utilisée dans les modèles d'évaluation, mais le travail progresse. Le groupe a donc décidé d'utiliser les estimations présentées à la réunion de préparation des données tenue comme entrée pour les modèles d'évaluation des stocks, étant donné que la série japonaise contient d'importantes informations concernant les premières années des pêcheries. En outre, la série japonaise serait scindée en deux parties (1990-2005 et 2006-2015) afin de tenir compte des changements importants survenus dans les pêcheries, qui ont donné lieu à d'importants changements dans les captures, en particulier dans les années 2000. Cette décision est étayée par les statistiques sur les captures, telles qu'elles figurent dans le rapport annuel du Japon, que le scientifique japonais a présenté à la réunion d'évaluation des stocks.

Le SCRS/2017/106 fournissait une actualisation des taux de capture standardisés pour l'espadon (en nombre et en poids) de la flottille palangrière espagnole opérant dans l'Atlantique Sud au titre de la période 1989-2015. Les CPUE standardisées actualisées ont été estimées à l'aide du modèle linéaire généralisé. Comme dans les analyses effectuées pour l'Atlantique Nord (SCRS/2017/105), l'année, la zone, le trimestre, l'engin, l'appât et le type de sortie ont été considérés comme des variables explicatives. Les ratios de capture ont été utilisés en tant qu'indice approchant pour le ciblage. Des analyses de sensibilité ont été effectuées en ce qui concerne la structure du modèle : cas de base - année non incluse dans les interactions, cas alternatif - année incluse dans les interactions des effets aléatoires. Le cas de base du modèle a expliqué 65% et 71% de la variabilité de la CPUE en nombre et en poids, respectivement.

Les séries temporelles des CPUE standardisées étaient aplanies au cours des années et les coefficients de variation étaient très faibles. Il a été rappelé que les mêmes considérations concernant l'utilisation des ratios entre les captures d'espèces (espadon et requin peau bleue dans ce cas) pour l'Atlantique Nord s'appliquent également à l'Atlantique Sud. Toutefois, le groupe a recommandé que les séries temporelles de UE-Espagne soient prises en considération dans les modèles d'évaluation des stocks.

Le document SCRS/2017/145 fournissait des CPUE standardisées de la pêche palangrière thonière du Taipei chinois opérant en eaux lointaines dans l'Atlantique Sud pour la période 1968-2015. Des modèles linéaires généralisés ont été utilisés pour analyser les taux de capture afin d'estimer les CPUE standardisées. Quatre périodes temporelles (1968-2015, 1968-1990, 1991-2015 et 1998-2015) ont été examinées. Les variables explicatives retenues étaient année, saison et zone. Le nombre d'hameçons par panier (HPB) a également été inclus comme variable explicative lors de l'analyse de la période 1998-2015. Les CPUE standardisées calculées pour les périodes temporelles 1968-1990 et 1991-2015 étaient semblables à celles estimées sur la base de l'ensemble du jeu de données aux époques où les périodes se chevauchent. L'inclusion du HPB dans le modèle utilisé pour analyser la période 1998-2015 n'a pas beaucoup changé les estimations standardisées et n'a pas entraîné une forte réduction de la déviance. En général, les séries de CPUE standardisées pour l'espadon de l'Atlantique Sud ont diminué dans les années 1970, mais elles étaient aplanies à partir du milieu des années 1970 jusqu'à la fin des années 1980. Il y a eu une augmentation de 1989 à 1990, suivie d'une tendance à la baisse jusqu'à la fin de la série temporelle.

Le groupe a noté que la tendance de la CPUE standardisée calculée pour l'Atlantique Sud était semblable à celle calculée pour l'Atlantique Nord. En outre, à l'instar de l'Atlantique Nord, il y avait une discontinuité entre 1989 et 1990 pour l'Atlantique Sud, dans le sens où la différence entre les estimations pour ces deux années était très élevée en raison d'un changement de ciblage.

Le document SCRS/2017/138 expliquait que l'espadon est une espèce cible dans la flottille palangrière pélagique d'Afrique du Sud opérant le long de la côte occidentale et orientale de l'Afrique du Sud. Une standardisation de la CPUE d'espadon de la flottille de palangriers sud-africains a été réalisée pour la série temporelle 2004-2015 à l'aide d'un modèle mixte additif généralisé (GAMM) avec une erreur de distribution Tweedie. Les variables explicatives du modèle final incluaient l'année, le mois, la position géographique (Lat, Long) et un facteur de ciblage à deux niveaux, obtenus en regroupant les scores PCA transformés en racine quatrième de la composition de la capture standardisée. Le navire a été inclus comme effet aléatoire. La CPUE de l'espadon avait une tendance saisonnière irréfutable, les taux de capture étant plus élevés en hiver et plus faibles en été. L'analyse de la CPUE standardisée indique une tendance à la baisse constante sur la période 2004-2012, suivie d'une augmentation notable entre 2012 et 2015, année de la dernière évaluation.

Le groupe a reconnu cette nouvelle série et a décidé d'en tenir compte pour l'évaluation des stocks.

Le **tableau 5** et la **figure 7** présentent les indices de la CPUE standardisée sélectionnés pour être utilisés dans les analyses d'évaluation des stocks.

## **5. Méthodes et autres données importantes pour l'évaluation**

### **5.1 Atlantique Nord**

#### **5.1.1 ASPIC / BioDyn**

##### **BioDyn**

Pour tenir compte de l'incertitude quant à la dynamique des stocks et à la qualité des données, le SCRS considère systématiquement une gamme de scénarios comprenant des structures de modèle et des jeux de données alternatifs pour un seul stock. Lorsqu'on exécute plusieurs scénarios, cependant, les modèles doivent être comparés et validés avant qu'un avis ne puisse être formulé. Cette tâche s'avère difficile lorsque différents modèles et jeux de données ont été considérés. La validation croisée est une technique de validation des modèles évaluant la capacité de prédiction. Elle est conceptuellement simple, avec quelques hypothèses paramétriques ou théoriques, et peut donc être utilisée pour établir des comparaisons entre les structures des modèles et les jeux de données. Les prédictions du modèle devraient être comparées aux observations, plutôt qu'aux quantités telles que la mortalité par pêche (F) et la biomasse du stock reproducteur (SSB), qui ne peuvent pas être observées, faute de quoi, le danger existe de choisir subjectivement des solutions du modèle. Si les données (p.ex. CPUE et captures) sont considérées comme être représentatives de la dynamique du stock, elles peuvent servir de mesure de validation indépendante du modèle.

Pour y remédier, un scénario de continuité a été réalisé pour le scénario ASPIC en 2013, c'est-à-dire pour une fonction de production logistique et un indice combiné de CPUE, à l'aide du jeu de données disponible en 2017 (CPUE et capture jusqu'en 2015 compris). L'analyse utilisant BioDyn est présentée à l'**appendice 5**. Cette méthode est basée sur les valeurs résiduelles de prédiction. Cela montre que, au fur et à mesure que de nouvelles données devenaient disponibles, ces dernières années, dans des niveaux proches de la biomasse en production maximale équilibrée ( $B_{PME}$ ), la preuve étayait une fonction de production de Fox (inclivée) plutôt que logistique (symétrique).

## ASPIC

Pour le stock d'espadon du Nord, un scénario de continuité a été exécuté avec un modèle de production excédentaire (SPM) utilisant le même logiciel (ASPIC-7) qu'en 2013, avec la série de captures 1950 – 2015 et l'indice combiné de l'abondance de la biomasse (1963 – 2015). Ce scénario de continuité utilisait les mêmes postulats et paramètres que le cas de base du modèle de 2013 ; brièvement postulant une fonction du modèle de production logistique, estimant  $K$  et  $r$  et fixant le paramètre  $B1/K$  à 0,85.

### 5.1.2 BSP2

Le logiciel BSP2 dans Visual Basic a servi à exécuter des modèles de production excédentaire bayésiens pour l'Atlantique Nord, comme il a été fait dans l'évaluation de 2013. Le logiciel BSP2 est une variation du logiciel BSP qui est catalogué dans le catalogue des méthodes de l'ICCAT, et il est écrit dans un langage de programmation plus âgé. Le groupe a décidé d'utiliser le logiciel BSP2 mais a recommandé que la méthode soit révisée pour s'exécuter dans une langue plus moderne et que le logiciel révisé soit inclus dans le catalogue des méthodes.

Le cas de base du modèle avait une forme fonctionnelle de Schaefer, qui postule que la production maximale équilibrée (PME) se produit lorsque la biomasse est à la moitié de la biomasse non exploitée ( $K$ ). La version de l'équation différentielle de BSP2 a été utilisée et le taux de mortalité par pêche a ainsi été estimé comme un taux instantané plutôt qu'un taux de ponction proportionnel.

Le prior pour  $r$  était lognormal, avec une moyenne de 0,424 et logsd 0,40, la même que dans l'évaluation de 2013 (SCRS/2013/100). Le prior de  $K$  était uniforme sur log ( $K$ ) entre log (500 t) et log (1.000.000 t). Le prior pour le ratio de la biomasse de départ ( $B_{1950}/K$ ) était log-normal avec une moyenne de 0,875 et logsd de 0,25, délimité entre 0,001 et 3,5. La constante de proportionnalité  $q$  pour chaque série a été estimée avec un prior uniforme non informatif entre 0,000000001 et 2.

Pour le cas de base, l'indice combiné a été utilisé comme un indice d'abondance (SCRS/2017/137). Le CV d'erreur d'observation a été saisi comme 0,23, ce qui correspondait environ à l'estimation MLE lorsque chaque point avait reçu la même valeur. L'erreur de processus était log-normale, avec une déviation standard logarithmique saisie comme un paramètre fixe égal à 0,05.

Les scénarios de sensibilité comprenaient un modèle de production généralisée avec  $B_{PME}/K$  égal à soit 0,4 (paramètre de forme = 1,189) soit 0,6 (paramètre de forme = 3,39), un prior moins informatif pour  $r$  (logsd = 1) et incluant les indices séparément avec plusieurs méthodes alternatives pour fixer la déviation standard de l'erreur d'observation. Les scénarios de diagnostics incluaient un modèle « post-modèle pré-données » (PMPD), qui est un modèle exécuté avec seulement un point unique de données de CPUE pour évaluer l'influence des priors et des séries temporelles de capture sur la dynamique estimée. Des analyses rétrospectives ont été menées dans lesquelles les données de CPUE ont été progressivement tronquées aux années précédentes et la biomasse après la fin de la série de CPUE a été projetée en utilisant les données de capture. On a également effectué une analyse « bootstrap », qui incluait séparément la série de CPUE et retirait ensuite un indice à la fois (**tableau 6**). Veuillez consulter l'**appendice 6** pour obtenir plus de détails sur les méthodes, les diagnostics et les analyses de sensibilité.

### 5.1.3 Stock Synthèse (SS)

#### Modèle initial

Sur la base des données présentées à la réunion de préparation des données pour l'espadon, tenue en 2017, le modèle Stock Synthèse (SS) a été configuré à l'aide de sept pêcheries palangrières et « autres ». Ces pêcheries palangrières correspondaient à l'UE-Espagne, les États-Unis, le Canada, le Japon, l'UE-Portugal, le Taipei chinois et le Maroc. Ces pêcheries représentaient collectivement 92% des débarquements totaux d'espadon du nord, les autres pays et engins représentant les 8% restants. La configuration SS utilise une saison, une zone et deux sexes.

Des échantillons de taille étaient disponibles pour les huit pêcheries de 1978 à 2015 environ. Quatorze indices d'abondance étaient disponibles pour l'ajustement des populations (**figure 8**).

La mortalité naturelle pour les mâles et femelles a été fixée à 0,20 par âge. La maturité a été établie à 50% à l'âge 5 et à 100% par la suite. La fécondité a été établie comme fonction du poids corporel. Des paramètres de croissance ont été fixés à des valeurs développées au cours de la réunion de préparation des données sur l'espadon de 2017 de l'ICCAT (Anon., sous presse a).

Pour l'Atlantique Nord-Ouest, entre 1995 et 2011, les taux de capture pour ces pêcheries dans l'Atlantique Ouest tendaient à diminuer tandis que ceux de l'Est avaient tendance à augmenter. Ceci a été étudié plus avant en postulant que les phénomènes environnementaux provoquaient des changements dans les densités de population suite aux changements océanographiques (Goodyear et al., 2017). Cette hypothèse a été mise au point suite à la réalisation que plusieurs indicateurs de l'écosystème étaient passés de négatifs à positifs (ou vice-versa) en 1995. L'indicateur qui couvrait la plus grande zone et s'est avéré exercer une grande influence a été l'oscillation atlantique multidéennale (AMO) (Goodyear et al. 2017). Sur la base des régressions entre les valeurs résiduelles de la CPUE et l'AMO, la capturabilité ( $q$ ) de l'Age\_1, Age\_2, Age\_4 et Age\_5+ du Canada (Ouest), Japon (Ouest), UE-Portugal (Est), Maroc (Est), UE-Espagne (tout l'Est) est devenue une fonction de l'AMO (**figure 9**).

La sélectivité a été modélisée comme étant basée sur la taille avec tous les âges disponibles (0-25). La sélectivité en forme de dôme a été autorisée pour UE-Espagne, Etats-Unis, Japon, UE-Portugal et Maroc. La sélectivité asymptotique a été postulée pour le Canada, Taipei chinois et « autre ». La CPUE espagnole spécifique à l'âge a été modélisée avec une sélectivité fondée sur l'âge fixe (**figure 10**). La taille effective de la composition des tailles a été établie en ajustant  $n$ -effectif jusqu'à ce que l'unité soit atteinte entre le  $n$ -effectif modélisé et la taille de l'échantillon suggérée par Francis. Les ajustements de la sélectivité aux données de taille ont été très satisfaisants, mais avec certaines déviations parfois chez les poissons plus petits (**figure 11**).

Une relation stock-recrutement de Beverton-Holt a été postulée avec un recrutement maximum estimé et une déviation standard sur les déviations de recrutement de 0,60 et une valeur de steepness fixe de 0,80, comme convenu lors de la réunion de préparation des données. Les déviations par rapport à la fonction de recrutement du stock n'ont montré aucune déviation ou tendance exceptionnelle (**figure 12**).

Les diagnostics du modèle ont fourni la preuve de la stabilité du modèle sans aucun schéma rétrospectif apparent (**figure 13**).

Différentes valeurs de steepness ont été examinées ; comme c'est souvent le cas, les résultats ont été en effet sensibles aux valeurs postulées non seulement de la steepness mais aussi de la mortalité naturelle (**figure 14**). Au départ, il n'y avait aucune preuve claire quant aux valeurs qui étaient meilleures pour ces paramètres.

Pour examiner l'influence de chaque CPUE, un indice a été supprimé chaque fois et le modèle a été à nouveau ajusté. Les résultats de ce diagnostic ont montré que le modèle était plus sensible à la CPUE canadienne et japonaise (**figure 15**). Ce résultat était dû au fait que ces deux séries temporelles étaient les plus longues disponibles et il n'était pas inattendu.

On a réalisé un diagnostic de l'effet de la taille d'échantillonnage effectif de différentes compositions de tailles. On a procédé à la réalisation de 25 scénarios avec des tailles d'échantillons choisis au hasard qui étaient basés sur une moyenne égale à la taille de l'échantillon ajusté avec un coefficient de variation de 40 pour cent. Les résultats de ce diagnostic ont montré que la taille effective de l'échantillon avait un effet mineur sur la tendance de la biomasse globale (**figure 16**).

Étant donné que les GLM des CPUE peuvent souvent avoir des CV qui sont apparemment sous-estimés, une repondération de variance a été utilisée sur chacune des séries temporelles de CPUE. La plus forte variance ajustée a été affectée à la série temporelle japonaise plus courte et la plus petite aux CPUE espagnoles basées sur l'âge (**figure 17**). Le CV des paramètres de variance ajoutés était inversement proportionnel à la quantité de variance supplémentaire requise. Les tendances de la biomasse avec et sans la variance ajoutée avaient le plus d'effet sur la tendance de la biomasse dans les premières années et le moins d'effet dans les dernières années.

La plupart des discussions entourant le modèle SS se sont centrées sur le postulat de la valeur fixe de steepness et l'établissement ultérieur de la valeur de la PME.

## Cas de base du modèle

La plus importante modification apportée à la configuration du modèle initial a consisté à changer la déviation standard postulée dans les déviations du recrutement ( $\sigma$ - $r$ ) de 0,60 à 0,20. Ce changement s'est basé sur le fait que le  $\sigma$ - $r$  postulé était fixé à 0,6, mais l'erreur quadratique moyenne résiduelle des déviations du recrutement étant seulement de 0,17, l'ajustement des biais de 1,0 était inapproprié. L'idée était de ramener  $\sigma$ - $r$  à environ 0,20.

Ces modifications n'ont pas entraîné de changement significatif dans la tendance de la biomasse ou l'état actuel du stock. Cependant, après que ces modifications ont été apportées, le paramètre de steepness s'est avéré être estimable en utilisant un prior informatif avec une distribution bêta, une moyenne de 0,80 et une déviation standard de 0,06. L'estimation de la steepness a entraîné un changement à la productivité perçue du stock. Le groupe a longuement discuté de l'implication de l'estimation de la steepness. Remarquant que la valeur concordait avec la valeur qui a été suggérée par une méta-analyse basée sur le cycle vital de l'espadon (SCRS/2017/143), le groupe est convenu que l'estimation de la steepness était supérieure au fait de fixer le paramètre à une valeur postulée. Cette méthode a conduit au fait que l'estimation de la steepness était plus élevée que le prior (steepness = 0,88 ; SD = 0,03) et n'atteignait plus la limite supérieure du paramètre (1,0) comme dans la configuration originale du modèle (**figure 18**).

Les diagnostics et les ajustements du modèle SS final complet sont fournis à l'**appendice 7**.

## 5.2 Atlantique Sud

### 5.2.1 BSP2

Le BSP2 dans le logiciel Visual Basic a servi à exécuter des modèles de production excédentaire bayésiens pour l'Atlantique Sud, comme cela a été fait dans l'évaluation de 2013. Le cas de base du modèle avait une forme fonctionnelle de Schaefer, la mortalité par pêche étant calculée comme un taux instantané.

Le prior pour  $r$  était lognormal, avec une moyenne de 0,42 et  $\text{logsd}=0,46$ , la même que dans l'évaluation de 2013 (McAllister, 2014). Le prior de  $K$  était uniforme sur  $\log(K)$  délimité entre  $\log(500t)$  et  $\log(1.000.000t)$ . Le prior pour le ratio de la biomasse de départ était log-normal avec une moyenne de 1 et  $\text{logsd}$  de 0,25, délimité entre 0,001 et 3,5. La constante de proportionnalité  $q$  pour chaque série a été estimée avec un prior uniforme non informatif entre 0,000000001 et 2 dans la plupart des cas. Dans certains cas,  $q$  a été estimé à l'aide de la valeur MLE à l'intérieur du modèle afin d'améliorer la convergence.

Le cas de base du modèle a exclu la série historique brésilienne, qui était plate et fortement variable, mais a inclus la récente série du Brésil, de UE-Espagne, de l'Uruguay, d'Afrique du Sud et du Japon. La série palangrière japonaise a été divisée en deux à 2005/2006 et la série de UE-Espagne a été divisée à 1999/2000 pour tenir compte des changements des méthodes de pêche qui n'avaient pas été adéquatement reflétés dans la standardisation des indices. L'erreur d'observation a été établie au  $CV=0,2$  pour tous les points de données. L'erreur de processus était log-normale, avec une déviation standard logarithmique saisie comme un paramètre fixe égal à 0,1.

Les scénarios de sensibilité comprenaient un modèle de production généralisée avec  $B_{PME}/K$  égal à soit 0,4 (paramètre de forme = 1,189), soit 0,6 (paramètre de forme = 3,39), un prior moins informatif pour  $r$  ( $\text{logsd} = 1$ ), réduisant l'erreur de processus à 0,05 et incluant ou excluant divers indices. Les scénarios de diagnostic étaient tels que décrits pour l'Atlantique Nord et incluaient un modèle « post-modèle pré-données » (PMPD), des analyses rétrospectives et une analyse « bootstrap » (**tableau 7**). Veuillez consulter l'**appendice 6** pour obtenir des détails sur les méthodes, les diagnostics et les analyses de sensibilité.

### 5.2.2 JABBA

Le logiciel d'évaluation des stocks « Juste un autre modèle d'évaluation de la biomasse de type bayésien », JABBA, a été appliqué dans l'évaluation du stock de 2017 de l'espadon de l'Atlantique Sud. S'appuyant sur les récents progrès accomplis dans l'optimisation des procédures d'ajustement grâce à l'élaboration d'approches de modélisation bayésienne état-espace (Meyer et Millar, 1999 ; Thorson et al., 2012 ; Froese et al., 2016), JABBA provient d'un processus continu de développement d'un logiciel bayésien SPM état-espace qui a été appliqué et testé dans le rapport de la réunion d'évaluation de 2015 de l'ICCAT du stock de requin peau bleue (Anon. 2016), le rapport de la réunion intersession de 2017 de l'ICCAT du groupe d'espèces sur le germon (incluant l'évaluation du germon de la Méditerranée) (Anon., 2017a) et le rapport de la réunion d'évaluation de 2017 de l'ICCAT du

requin-taube bleu (Anon., sous presse b). La motivation pour le développement de JABBA était de fournir une interface conviviale R vers JAGS pour des SPM état-espace ajustés généralisés en vue de produire des estimations de l'état des stocks et des diagnostics reproductibles.

Des scénarios initiaux d'évaluation et des scénarios de sensibilité ont été présentés au groupe (SCRS/P/2017/027). Le code source et les fichiers R pour reproduire les scénarios d'évaluation finaux ont été mis à la disposition du groupe. Une description complète de la formulation du modèle JABBA est fournie à l'**appendice 8** et est également documentée par Winker al. (2017).

#### Formulations préalables

On a maintenu tous les priors cohérents dans tous les scénarios : un prior lognormal vaguement informatif pour  $K = 200.000$  t avec un CV de 100 %. Pour  $r$ , on a postulé le même prior lognormal (moyenne =  $\log(0,42)$ ,  $sd = 0,37$ ) que pour l'évaluation de 2013 de l'ICCAT sur l'espadon de l'Atlantique Sud. Les moyennes de prior pour  $r$  ont été traduites en  $F_{PME}$  comme  $F_{PME} = r / 2$  (voir l'**appendice 8**). Le prior d'épuisement de la biomasse initiale ( $\varphi = B_{1950}/K$ ) a été saisi sous la forme d'un prior lognormal, postulant que le stock de l'Atlantique Sud a été non exploité en 1950 avec un CV = 0,25. Tous les paramètres de capturabilité ont été formulés comme des priors uniformes non informatifs, tandis que les priors de la variance de processus et la variance de l'observation ont été mis en œuvre en postulant des distributions gamma inversées (Meyer et Miller, 1999) de la manière suivante :

$$\sigma_{\eta}^2 \sim \frac{1}{\text{gamma}(4,0.01)}$$

$$\sigma_{ADD,f}^2 \sim \frac{1}{\text{gamma}(2,0.01) + 0.25^2}$$

Le prior de la variance de processus correspond à la moyenne de l'erreur de processus  $\sigma_{\eta} = 0,056$  (CV = 0,65)

et le prior additionnel de la variance d'observation correspond à une moyenne de  $\sigma_{ADD,f} = 0,1$  (CV = 1,96). Comme la plupart des indices fournis ont été considérés excessivement précis avec des CV < 0,1, une variance additionnelle d'erreur d'observation de  $0,25^2$  a été ajoutée a priori à toutes les séries temporelles.

#### Scénarios

En 2013, l'ICCAT a effectué une évaluation du stock d'espadon de l'Atlantique Sud en utilisant les logiciels de production excédentaire ASPIC et BSP2. Les scénarios préliminaires d'ASPIC et BSP2 ont été effectués sur neuf indices distincts et ont indiqué que l'indice historique brésilien était la cause du manque d'ajustement du modèle à la suite des tendances contradictoires avec la plupart des autres indices. Seulement après avoir retiré l'indice historique brésilien a-t-il été possible de parvenir à la convergence du modèle, même si des tendances systématiques indésirables dans les valeurs résiduelles et la variance sont restées dans l'ensemble des séries temporelles, avec notamment de forts schémas de valeurs résiduelles dans la CPUE palangrière japonaise pour les années 2000-2005.

Lors de l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique Sud de 2017, le groupe s'est donc spécifiquement concentré sur l'identification et la résolution des conflits potentiels entre les données de CPUE pouvant découler de l'ajustement de multiples séries temporelles de CPUE standardisées. Les séries temporelles de CPUE suivantes étaient disponibles pour l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique Sud : Brésil historique (1978-2004), Brésil-récente (2005-2012) ; UE-Espagne (1989-2015), Japon (1990-2015) ; Uruguay (2001-2012) et Afrique du Sud (2004-2015). En outre, la CPUE du Taipei chinois a été présentée et considérée par la suite comme scénario de sensibilité. Contrairement à l'évaluation de 2013, la série de CPUE brésilienne a été révisée et divisée en deux périodes temporelles distinctes. Sur la base d'ajustements initiaux de JABBA et de diagnostics des valeurs résiduelles, il a été noté que la série de CPUE brésilienne au début était très bruyante, qu'il lui manquait un signal d'abondance discernable et qu'elle était en conflit avec d'autres indices de CPUE. En outre, le groupe a identifié que l'introduction de la palangre « de style américain » dans la flottille espagnole avait causé probablement des changements dans la capturabilité de l'espadon (García-Cortés et al., 2010). De même, les changements dans le ciblage entre 2005 et 2006 peuvent avoir causé l'augmentation apparente de l'indice de CPUE japonaise, qui a aussi entraîné un fort schéma de valeurs résiduelles dans la CPUE japonaise au cours de cette période, comme cela

avait déjà été noté lors de l'évaluation de 2013. Des effets similaires sur l'albacore entre 2005 et 2006 ont également été notés dans le rapport de la réunion de préparation des données sur l'albacore de 2016 de l'ICCAT (Anon., 2017b). Le groupe a examiné la possibilité d'introduire des blocs temporels à l'intérieur des séries de CPUE espagnoles (1999/2000) et japonaises (2005/2006) pour tenir compte des changements dans les méthodes de pêche qui n'avaient pas été adéquatement reflétés dans la standardisation des indices. À cette fin, les quatre scénarios suivants ont été évalués en détail pour les fonctions de production de Fox et de Schaefer :

1. Scénario 1 : Tous les indices de CPUE (sauf Taipei chinois)
2. Scénario 2 : Tous les indices de CPUE, sauf Taipei chinois et Brésil historiques
3. Scénario 3 : Toute la CPUE, sauf Taipei chinois et Brésil historiques et blocs temporels pour Japon et UE-Espagne
4. Scénario 4 : Toute la CPUE, incluant Taipei chinois et excluant Brésil historiques et blocs temporels pour Japon et UE-Espagne

Le groupe a décidé que le scénario 3 était le scénario du cas de base le plus plausible. Les données de CPUE du cas de base incluait donc les séries du Brésil, UE-Espagne, Uruguay, Afrique du Sud et Japon mais excluait les séries historiques du Brésil, tandis que la CPUE japonaise a été divisée à 2005/2006, et la série de UE-Espagne a été divisée à 1999/2000. Le scénario du cas de base a été utilisé comme référence pour exécuter des scénarios de sensibilité avec diverses combinaisons d'indices de CPUE basées sur la fonction de production de Schaefer et de Fox (**tableau 8**). La sensibilité a été évaluée en ce qui concerne les estimations de l'état du stock  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$

## 6. Résultats de l'état des stocks

### 6.1 Espadon de l'Atlantique Nord

#### 6.1.1 ASPIC / BioDyn

BioDyn

L'**appendice 5** présente les résultats de l'analyse BioDyn.

ASPIC

Les résultats montraient des tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche semblables à celles estimées dans les évaluations antérieures (**figure 19**) jusqu'en 1995, par la suite les tendances de la biomasse relative ( $B/B_{PME}$ ) montrent une augmentation générale, mais le taux de rétablissement varie entre les résultats des évaluations. En 2006, le stock était en-dessous de  $B_{PME}$  dans toutes les évaluations. Dans l'évaluation de 2013, les résultats indiquaient que la biomasse du stock était au niveau de  $B_{PME}$  ou en-dessus. Dans la présente évaluation (2017), le modèle de production excédentaire indique que le rythme de rétablissement a été beaucoup plus lent par rapport aux résultats de 2013, même si en 2015, la biomasse du stock était supérieure à  $B_{PME}$ . Fondamentalement, cela implique des changements dans la perception de la productivité des stocks entre les évaluations de 2013 et de 2017.

En général, les résultats du scénario de continuité concordent avec ceux du modèle de production excédentaire bayésien (BSP2) et du modèle statistique de capture (Stock synthèse) provenant de la présente évaluation. Il a été noté que le paramètre de forme dégageait une tendance lorsque davantage de données sont devenues disponibles en ce qui concerne la PME, qui a étayé une fonction de production inclinée. Il est à noter que ces modèles ne comportaient pas d'erreur de processus. Les tendances des paramètres SPM ont été explorées à l'aide des modèles de production Fox et généralisés (Pella et Tolimson) avec le logiciel ASPIC. Le **tableau 9** montre les estimations des paramètres ( $K$ ,  $r$  et  $B1/B_{PME}$ ) et les quantités dérivées pour chacun des trois modèles de production excédentaire. Les modèles généralisé et Fox ont produit des estimations identiques, tandis que le modèle logistique a varié légèrement, même si les limites de confiance de 80 % se chevauchaient entre les modèles. Le **figure 20** montre la tendance dans les estimations des paramètres SPM lorsqu'une année de données a été chaque fois supprimée entre 2009 et 2015. Les modèles Fox et généralisés prédisaient une fois de plus des paramètres similaires pour toutes les années, tandis que le modèle logistique estimait régulièrement des paramètres différents pour 2009-2015. De 2009 à 2012, les estimations de  $K$  ont diminué dans toutes les trois formulations des modèles tandis que les estimations de la PME ont augmenté, ce qui suggère un stock plus productif. Toutefois, cette tendance a changé en 2012 et de 2012 à 2015, les estimations de  $K$  ont augmenté alors que la PME diminuait, suggérant un stock moins productif. Cette tendance est probablement associée à un point culminant dans l'indice

standardisé de l'abondance en 2012. Cependant, toutes les formulations de SPM ont concordé pour affirmer qu'en 2015, la biomasse du stock est supérieure à  $B_{PME}$  et que la mortalité par pêche est inférieure à  $F_{PME}$ .

### 6.1.2 BSP2

Le cas de base du modèle, qui utilisait l'indice de CPUE combinée, a donné des estimations assez précises des paramètres du modèle (**tableau 10**), par rapport aux scénarios de sensibilité utilisant toutes les séries de données séparément (**tableau 11**, voir l'**appendice 6**). Les moyennes et les CV de  $r$  et  $K$  des scénarios du modèle avec tous les indices étaient assez semblables aux diagnostics du modèle « post-modèle pré-données » (scénario N5), qui a été exécuté sans données de CPUE. Les estimations plus précises de l'indice combiné provenaient du fait que certaines des tendances contradictoires entre les séries ont été comptabilisées dans le GLM qui générait l'indice combiné qui utilise les données opérationnelles des principales pêcheries palangrières dans le Nord. Ainsi, l'indice combiné donne probablement une mesure plus précise de la tendance de l'abondance.

Des estimations alternatives de l'erreur d'observation et différents priors pour  $r$  et  $K$  n'ont eu qu'un faible impact sur les estimations des paramètres et de l'état actuel. L'utilisation de formes alternatives de la fonction de production n'a pas changé la trajectoire de la biomasse estimée, mais a changé les points de référence (**tableau 11**, **figures 21 et 22**). Ainsi, la médiane de la biomasse actuelle était proche de  $B_{PME}$  avec le cas de base, qui était un modèle de Schaefer ( $B_{PME}/K = 0,5$ ), mais la médiane de la biomasse actuelle était au-dessus de  $B_{PME}$  à l'aide de la fonction de production généralisée ( $B_{PME}/K = 0,4$ ). Les deux modèles ont constaté que la médiane de  $F$  actuelle était d'environ  $0,8F_{PME}$ .

Pour le cas de base du modèle BSP2 de l'Atlantique Nord, l'analyse rétrospective a montré qu'il n'existe aucun schéma rétrospectif cohérent (**figure 23a**). Or, le scénario rétrospectif qui s'est terminé en 2012 quand la CPUE combinée était élevée (**figure 5**) estimait toutefois une biomasse de 2015 légèrement plus élevée que les scénarios avec d'autres années finales. En raison des valeurs plus faibles de l'indice de CPUE après 2012, les modèles contenant des données se terminant en 2014 ou 2015 étaient plus pessimistes. Les faibles valeurs de la CPUE depuis 2013 pourraient expliquer pourquoi l'évaluation actuelle a constaté que la population se situe autour de  $B_{PME}$  malgré le fait que la population augmente et qu'elle était estimée se trouver à environ  $B_{PME}$  dans l'évaluation de 2013. Le modèle de production généralisée n'a également montré aucun biais rétrospectif (**figure 23b**).

### 6.1.3 Stock synthèse

Les résultats du modèle SS ont indiqué que l'espadon du Nord n'était pas surexploité et qu'il n'y avait pas non plus de surpêche. Les estimations de  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$  sont indiquées à la **figure 24**. Les valeurs de l'année terminale (2015) et les intervalles de confiance approximatifs de 95% pour  $B/B_{PME}$  étaient de 1,13 (0,81-1,45) et ceux pour  $F/F_{PME}$  étaient de 0,75 (0,57-0,92). Les estimations de la production totale au niveau de la PME s'élevaient à 12.708 t (12.175 t-13.240 t). L'estimation de la mortalité par pêche au niveau de la PME était de 0,17 (0,14-0,21).

## 6.2 Espadon de l'Atlantique Sud

### 6.2.1 BSP2

Le cas de base, qui excluait le début de la série du Brésil, incluait le Japon et divisait le Japon et UE-Espagne en début et fin de période, a estimé que la population est restée élevée jusqu'en 1990 environ, puis a rapidement diminué au fur et à mesure que les captures augmentaient (**figures 25 et 26**). La biomasse actuelle était inférieure à  $B_{PME}$ , et le  $F$  actuel était supérieur à  $F_{PME}$  (**tableau 12**). Les analyses de sensibilité ont beaucoup varié selon les séries de CPUE qui ont été incluses et selon la façon dont celles-ci ont été divisées en blocs temporels (**tableau 13**). Les scénarios qui incluaient les séries très variables du Brésil dans les premières années ont estimé très peu de changement dans la biomasse au cours de la série temporelle. Les scénarios qui n'ont pas divisé UE-Espagne, ou qui incluaient le Taipei chinois, ont montré une baisse, mais pas autant que le cas de base. Le fait de changer la façon dont l'erreur d'observation a été spécifiée, ou d'utiliser différents priors a eu moins d'effet que le choix des indices. L'utilisation d'un modèle généralisé plutôt que du modèle de Schaefer n'a pas modifié la tendance de la biomasse, mais a changé en revanche les points de référence, de telle façon que la biomasse actuelle était plus proche de  $B_{PME}$ .

Une analyse rétrospective sur le scénario du cas de base a révélé qu'il n'y avait aucune tendance cohérente dans les fonctions de la production estimée, ni dans les estimations de la biomasse (**figure 27**). Toutefois, lorsque les données se sont terminées en 2011, le modèle était plus pessimiste sur l'état actuel.



## 6.2.2 JABBA

Pour l'Atlantique Sud, tous les scénarios pour JABBA ont pu converger adéquatement, à en juger par le test de diagnostic de Gelman et Rubin (1992) et Heidelberg et Welch (1983) et le comportement stationnaire satisfaisant des chaînes MCMC.

L'ajustement initial au scénario 1 a fourni la preuve que la CPUE historique très bruyante du Brésil camouflait les signaux de l'abondance des autres indices de CPUE, ce qui a entraîné un ajustement généralement insuffisant associé à une erreur quadratique moyenne résiduelle (RMSE) relativement élevée de 30,8% (**figure 28**). Le fait d'exclure la CPUE historique du Brésil dans le scénario 2 a légèrement amélioré l'ajustement (RMSE = 24,1%), mais a révélé des conflits de données considérables entre la CPUE standardisée du Japon (1990-2015) et de UE-Espagne (1989-2016). Le scénario du cas de base (scénario 3), incluant les deux points de changement dans les coefficients de capturabilité (blocs temporels) dans les séries de CPUE de UE-Espagne et du Japon, a considérablement amélioré le schéma de valeurs résiduelles (RMSE = 19%) et a également produit une notable amélioration du DIC = 169,7 par rapport au scénario 2 où le DIC = 182,3 malgré l'ajout d'autres degrés de libertés (df = 4). L'ajout de la CPUE du Taipei chinois dans le scénario de sensibilité supplémentaire (scénario 4) n'a indiqué aucun conflit de données avec le cas de base et a montré un ajustement semblable en termes de RMSE = 19,9 % (**figure 28**). Les versions des modèles Schaefer et Fox n'ont montré aucune différence perceptible dans les diagnostics d'ajustement. Les scénarios de sensibilité (**tableau 8**) ont montré que l'exclusion de la CPUE espagnole a eu le plus fort effet sur les résultats de l'état du stock sur toutes les séries de CPUE par rapport au cas de base (**figure 29**). Les tendances du cas de base du modèle final JABBA de Schaefer sont présentées à la **figure 30**.

Les estimations de l'état ( $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$ ) et de l'épuisement des stocks ( $B/K$ ) sont fournies pour les scénarios du cas de base de Schaefer et de Fox conjointement avec les estimations des paramètres des modèles dans le **tableau 14**. Les deux modèles de Schaefer et de Fox ont estimé que les prises d'espadon de l'Atlantique Sud sont demeurées en-dessous de la production excédentaire escomptée du stock depuis 2010 (**figure 29**), ce qui concorde avec le rétablissement prévu de la biomasse au cours de cette période (**figure 30**). Pour l'année d'évaluation finale 2015, les deux modèles de Schaefer et de Fox ont systématiquement estimé que l'épuisement de la biomasse était légèrement inférieur à  $B_{PME}$ , alors que la mortalité par pêche était estimée à environ  $F_{PME}$  (**tableau 15 ; figure 31**). Les résultats de JABBA pour le scénario du cas de base ressemblent donc beaucoup aux résultats BSP2 pour l'Atlantique Sud.

## 6.3 Synthèse des résultats de l'évaluation

Des progrès considérables ont été accomplis depuis la dernière évaluation de l'espadon de l'Atlantique sur l'intégration des nouvelles sources de données, en particulier les informations sur la biologie et la taille pour l'Atlantique Nord à l'aide de modèles intégrés SS. Les résultats spécifiques pour chaque stock d'espadon sont résumés ci-dessous.

### *Atlantique Nord*

Pour l'Atlantique Nord, le cas de base du modèle final BSP2 estimait que la biomasse actuelle ( $B_{2015}$ ) était proche de  $B_{PME}$  (médiane = 0,99, 95% CI = 0,77-1,24) et que  $F$  actuel ( $F_{2015}$ ) était inférieur à  $F_{PME}$  (médiane = 0,81, 95% CI = 0,61-1,10). Le cas de base du modèle final SS estimait que  $B_{2015}$  était supérieur à  $B_{PME}$  (médiane = 1,13, 95% CI = 0,81-1,45) et que  $F_{2015}$  était inférieur à  $F_{PME}$  (médiane = 0,75, 95% CIs = 0,57-0,92).

Les deux modèles ont convenu que la surpêche ne se produit pas et que la biomasse est soit plus élevée, soit très proche de  $B_{PME}$ . Les résultats obtenus dans cette évaluation ne sont pas complètement comparables à ceux obtenus dans la dernière évaluation (2013) en raison de l'incorporation de davantage de sources de données et d'informations actualisées. Il a été noté que les captures au cours des dernières années ont été inférieures aux TAC adoptés par la Commission. Il est également particulièrement intéressant de noter que les séries de CPUE diminuent depuis 2012, provoquant une baisse des tendances de la biomasse à des niveaux plus bas par rapport à l'évaluation de 2013. Cela a été aussi remarqué dans le scénario de continuité utilisant ASPIC avec les données de capture et les séries de CPUE actualisées.

Le groupe est convenu que cette évaluation représente une amélioration significative dans notre compréhension de l'état actuel du stock d'espadon de l'Atlantique Nord à l'aide des informations mises à jour et de l'intégration des nouvelles sources de données. Par conséquent, le groupe est convenu que l'avis de gestion, y compris l'état des stocks et les projections, devrait reposer sur BSP2 et SS.

## *Atlantique Sud*

Pour l'Atlantique Sud, le cas de base du modèle final BSP2 estimait que la biomasse actuelle ( $B_{2015}$ ) était en-dessous de  $B_{PME}$  (médiane = 0,64, 95% CI = 0,43-1,00) et que  $F$  actuel ( $F_{2015}$ ) était supérieur à  $F_{PME}$  (médiane = 1,15, 95% CI = 0,61-1,82). Le cas de base du modèle final JABBA estimait que  $B_{2015}$  était supérieur à  $B_{PME}$  (0,72, 95% CI = 0,53-1,01) et que  $F_{2015}$  était très proche de  $F_{PME}$  (0,98 ; 0,70-1,36).

Les deux modèles ont concordé sur le fait que la biomasse du stock d'espadon du Sud est surexploitée et que la surpêche soit se produit, soit que  $F$  actuel est très proche de  $F_{PME}$ . Les résultats obtenus dans cette évaluation ne sont pas comparables à ceux obtenus dans la dernière évaluation (2013) en raison de l'utilisation de CPUE individuelles par rapport à l'utilisation d'une CPUE unique combinée pour les indices dans l'évaluation antérieure. Il y avait aussi un prior informatif pour  $K$  basé sur les valeurs de l'Atlantique Nord dans l'évaluation de 2013, mais pas dans la présente évaluation.

Le groupe est convenu que cette évaluation représente une amélioration dans notre compréhension de l'état actuel du stock d'espadon de l'Atlantique Sud à l'aide des informations mises à jour, des CPUE individuelles et de l'intégration des connaissances biologiques antérieures. Le groupe a également convenu que n'importe lequel des modèles (BSP2 ou JABBA) pourrait être utilisé pour l'avis de gestion, mais étant donné que les deux sont très semblables dans la structure et l'utilisation des informations, seul un devrait être utilisé. Étant donné que JABBA est écrit dans un logiciel open-source avec plus de fonctionnalités pour les évolutions futures, le groupe est convenu que l'avis de gestion, y compris l'état des stocks et les projections, devrait reposer sur le modèle JABBA.

## **7. Projections**

### ***7.1 Espadon de l'Atlantique Nord***

#### ***7.1.1 BSP2***

Les projections n'ont été réalisées que pour le cas de base du modèle final. Comme les projections incorporent une erreur de processus, les trajectoires prédites sont variables. Celles-ci sont donc plus réalistes de l'incertitude future dans l'état du stock. Même si la PME est estimée à environ 13.400 t, en tenant compte de l'erreur de processus, seules les captures jusqu'à 13.200 t devraient permettre à la population de rester au niveau ou en-dessous de  $B_{PME}$  tout au long de la période temporelle projetée (**figure 32**). Les prises autour du niveau actuel ou inférieur (11.000 t) ont une probabilité croissante de rester dans le quadrant vert du diagramme de Kobe (**tableau 16**).

#### ***7.1.2 SS***

Les projections de l'état des stocks à divers niveaux de captures futures sont indiquées à la **figure 33**. Étant donné que l'état actuel du stock est assez proche des points de référence de la PME, les valeurs de la capture en-dessous de la PME devraient maintenir la biomasse au-dessus de  $B_{PME}$  selon le calendrier projeté tandis que les captures au-dessus de la PME devraient diminuer la biomasse future.

### ***7.2 Espadon de l'Atlantique Sud***

#### ***7.2.1 BSP2***

Les projections n'ont été réalisées que pour le cas de base du modèle final. La médiane de la PME était d'environ 14.400 t. Toutefois, comme la population est actuellement épuisée à une médiane de  $B/B_{PME}$  de 0,7, les prises devraient être ramenées en-dessous de 12.000 t environ pour rétablir la population (**figure 34**).

#### ***7.2.2 JABBA***

Les projections n'ont été réalisées qu'avec le scénario du cas de base du modèle final JABBA Schaefer. Même si la médiane de la PME était d'environ 14.600 tonnes, le niveau d'épuisement de 2015 de la biomasse à  $B/B_{PME} = 0,72$  exigerait des captures égales ou inférieures à 14.000 tonnes pour rétablir la population à des niveaux de biomasse pouvant produire la PME avant la fin de la période de projection en 2030 (**figure 35**). Toutefois, le groupe a noté que les prévisions pour ce long terme sont très incertaines. Comme le cas de base du modèle JABBA est utilisé pour l'avis de gestion dans l'Atlantique Sud, les matrices de stratégie de Kobe sont présentées dans les **tableaux 17 à 19**.

## 8. Points de référence limite

Le document SCRS/2017/143 appliquait une approche mathématique pour estimer la pente à l'origine de la relation stock-recrutement (*steepness*) sur la base des données du cycle de vie, et employait ensuite cette information pour évaluer la résilience nécessaire en termes de temps pour que le stock d'espadon du Nord se rétablisse aux points de référence cible et limite. Le modèle mathématique utilisé pour évaluer le risque encouru par le stock et la pêche montrait que même si  $0,4 \text{ SSB}_{\text{PME}}$  pourrait être un bon point de référence pour une limite de biomasse, il donne lieu à une erreur de type II élevée (c.-à-d. qu'il ne parvient pas à protéger le stock au besoin dans 80% du temps). Si ce risque est réduit, cette réduction augmente le risque de perte de production lorsque cela n'est pas nécessaire. Ainsi, l'action résultante tendrait à surprotéger la ressource et à pénaliser les pêcheries ou inversement. Par conséquent, une limite prudente avoisinant  $0,6 \text{ SSB}_{\text{PME}}$  a été suggérée pour le stock d'espadon du Nord, afin d'équilibrer le risque entre la ressource et la pêche.

Le groupe a discuté de ces résultats et a noté qu'ils dépendent de fortes hypothèses sur la connaissance de la survie des larves. Les futurs travaux devront incorporer des estimations de l'incertitude entourant les paramètres biologiques (par exemple, la maturité à l'âge, la fécondité à l'âge, la qualité de la fécondité par unité de kg de femelles et les paramètres du début du cycle vital tels que la croissance et la survie des larves). Le groupe a noté que l'estimation de la pente à l'origine de la relation stock-recrutement (*steepness*) de cette étude est conforme à celle obtenue pour le stock du Nord avec Stock Synthèse.

En 2016, la Commission a approuvé une feuille de route en vue de l'achèvement de la MSE à l'appui de l'adoption d'une règle de contrôle de l'exploitation pour l'espadon de l'Atlantique Nord. Au cours de la réunion, le président du SCRS a résumé les implications du calendrier décrit dans la feuille de route. Cette feuille de route prévoit que le processus de développement de la MSE commence véritablement en 2017 et soit achevé d'ici 2019 en vue d'une éventuelle adoption d'une HCR par la Commission.

Le groupe de travail permanent dédié au dialogue entre halieutes et gestionnaires des pêcheries (SWGSM) s'est réuni la semaine précédant l'évaluation des stocks d'espadon et a brièvement examiné la MSE de l'espadon lors de ses discussions. Le SWGSM a souscrit à l'idée selon laquelle le SCRS devrait utiliser l'orientation fournie pour le germon du Nord afin de faire progresser la MSE de l'espadon de l'Atlantique Nord comme suit :

- Objectif de se situer dans la zone verte du diagramme de Kobe ( $B > B_{\text{PME}}$  et  $F < F_{\text{PME}}$ ) avec au moins 60% de probabilités
- Utilisation des indicateurs des performances provenant de la MSE du germon de l'Atlantique Nord
- Utilisation des types de HCR testées dans le cadre de la MSE du germon de l'Atlantique Nord

Il a été souligné que le travail consacré à la MSE de l'espadon est moins avancé que dans le cas du germon ou du thon rouge et qu'il serait donc difficile de respecter le calendrier adopté par la Commission. À ce jour, aucune étude sur l'espadon n'a achevé de « MSE complète » comprenant :

- un processus de consultation structuré avec les gestionnaires concernant les objectifs, les indicateurs des performances et les règles potentielles de contrôle de l'exploitation,
- l'élaboration d'un vaste ensemble d'hypothèses sur le modèle opérationnel impliquant directement le groupe d'espèces sur l'espadon et une manière convenue de rejeter et de pondérer les hypothèses liées au modèle opérationnel,
- un modèle d'erreur d'observation capable d'imiter les types de données et leur structure d'erreur à inclure dans la procédure de gestion,
- l'identification des procédures de gestion potentielles,
- le test des procédures de gestion comprenant une boucle de rétroaction complète, y compris l'incertitude entourant la mise en œuvre.

Cependant, des éléments servant à étayer un processus MSE ont été achevés. Par exemple, Tserpes et al. (2009) ont développé un modèle opérationnel pour l'espadon de la Méditerranée qu'ils utilisaient pour tester l'efficacité des fermetures saisonnières et des contrôles d'effort constants, mais les modèles d'erreur se limitaient à générer un recrutement et des débarquements stochastiques pour l'avenir et ne prévoyaient pas de test approprié d'une procédure de gestion. Kell et al. (2012) ont développé une MSE préliminaire qui couvrait la plupart des éléments ci-dessus, à l'exception de la large consultation avec les gestionnaires et le groupe d'espèces. Les auteurs ont cependant réalisé des simulations complètes de la MSE avec des boucles de rétroaction complètes et en testant un ensemble réduit de règles de contrôle de l'exploitation. Dans le cadre de cette recherche, le modèle opérationnel était conditionné par une évaluation fondée sur l'âge (c'est-à-dire *Adapt VPA*) et la procédure de gestion était

fondée sur une évaluation de la dynamique de la biomasse du stock avec une règle de contrôle de l'exploitation en forme de bâton de hockey comprenant des points de référence cible et limite. Les règles de contrôle de l'exploitation testées ont été développées en consultation avec le WGSAM et la procédure de gestion comprenait un modèle de production. Les auteurs reconnaissent que l'étude visait à démontrer l'utilité de la MSE et non pas à fournir d'avis au sujet de l'espadon du Nord. Le même cadre logiciel a été utilisé pour réaliser la MSE du germon de l'Atlantique Nord (Kimoto et Itoh, 2017).

En ce qui concerne l'espadon du Nord, Schirripa (2017a) (cf. Anon., sous presse a) utilisait deux autres modèles opérationnels. Le premier était fondé sur un modèle de production de Fox et le deuxième sur un modèle de production de Schaefer pour évaluer les résultats obtenus en utilisant deux points de référence cible alternatifs. La simulation postulait que les TAC avaient été mis en œuvre sans erreur en supposant que l'état futur des stocks était infailliblement connu.

Schirripa (2016) a également appliqué une approche similaire à celle de Schirripa (2017a) pour évaluer les résultats que deux autres HCR auraient donnés dans le passé si elles avaient été appliquées pour déterminer les TAC et mises en œuvre pour la première fois au cours des années où l'ICCAT avait réalisé des évaluations (1991, 1996, 1999, 2003, 2006 et 2009). Ces simulations intègrent une évaluation fondée sur un modèle de production, et incluent donc quelques-uns des éléments d'une MSE, dont une HCR.

On a souligné que le modèle SS développé (Schirripa, 2017b – cf. Anon., sous presse a et SCRS/2017/023) pour l'évaluation de 2017 pourrait servir à l'avenir de base au développement d'un futur modèle opérationnel pour la MSE de l'espadon de l'Atlantique Nord.

Le groupe a reconnu qu'il sera très difficile de fournir les résultats de la MSE pour l'espadon de l'Atlantique Nord selon le calendrier convenu par la Commission et que davantage de temps et de ressources, dont le SCRS ne dispose actuellement pas, sont nécessaires. Le groupe a convenu qu'une proposition détaillée de plan de recherche visant à appuyer la mise en œuvre du calendrier convenu pour la MSE de l'espadon de l'Atlantique Nord, couvrant également les coûts, soit élaborée par le SCRS et présentée à la Commission. Idéalement, une telle proposition intégrerait la nécessité de mener une MSE pour les thonidés tropicaux, car il est probable que de nombreux scientifiques de CPC participent aux deux MSE et s'appuient sur l'expérience acquise dans le cadre de la MSE du germon. Le groupe a également recommandé que le financement de ce travail soit complémentaire au fonds de recherche stratégique proposé pour le SCRS.

Tout travail consacré à la MSE de l'espadon de l'Atlantique Nord sera utile pour la future MSE de l'espadon de la Méditerranée.

## **9. Recommandations et plan de travail**

### **9.1 Recommandations en matière de recherche et statistiques**

- Indice de CPUE pour le Sud. Étant donné que les indices de CPUE de l'Atlantique Sud présentent continuellement quelques tendances contradictoires, le groupe a recommandé d'envisager un indice de CPUE commun utilisant des données brutes, semblable à celui qui avait été élaboré pour l'Atlantique Nord.
- Soumission de la CPUE. Le groupe réitère que toutes les CPC réalisant les principales pêcheries d'espadon du Nord et/ou du Sud sont tenues de soumettre des indices standardisés de CPUE. Ces soumissions devraient suivre les lignes directrices élaborées par le WGSAM.
- Soumission de données. Le groupe réitère que les CPC doivent respecter tous les aspects de leurs obligations en matière de soumission de données, ce qui inclut la déclaration des estimations des rejets morts et, si possible, des remises à l'eau des spécimens vivants.
- Estimation des rejets morts. Le groupe recommande, tant que les CPC ne remplissent pas intégralement leurs obligations en matière de déclaration des rejets morts, d'explorer l'utilisation de données d'observateurs comme outil d'estimation des rejets morts en tant que proportion de la prise totale débarquée.

- Standardisation de la CPUE. Il est demandé au WGSAM de fournir des directives sur la façon et le moment d'inclure des interactions entre le facteur année et d'autres facteurs dans la standardisation de la CPUE, et également sur la façon de tenir compte des effets du ciblage (p.ex. taux de capture, regroupement de la composition de la capture et autres solutions). Demander une orientation sur la façon d'interpréter les mesures de variance associées à l'indice en présence de différentes structures de modèle, notamment lorsque ces mesures de variance sont utilisées dans le processus de modélisation des populations (p.ex. pour pondérer différentes CPUE).
- Calendrier de la MSE. Le groupe a recommandé qu'une proposition détaillée visant à appuyer la mise en œuvre du calendrier convenu pour la MSE de l'espadon de l'Atlantique Nord, couvrant également les coûts, soit élaborée par le SCRS et présentée à la Commission. Le groupe a fait part de sa préoccupation en ce qui concerne le calendrier actuel de présentation de la MSE à la Commission. Cette préoccupation devrait être reflétée dans la proposition. Idéalement, une telle proposition intégrerait nécessité de mener une MSE pour les thonidés tropicaux, car il est probable que de nombreux scientifiques de CPC participent aux deux MSE et s'appuient sur l'expérience acquise dans le cadre de la MSE du germon.
- Financement de la MSE. Il sera très difficile de fournir les résultats de la MSE pour l'espadon de l'Atlantique Nord selon le calendrier convenu par la Commission et davantage de temps et de ressources, dont le groupe ou le SCRS ne disposent actuellement pas, sont nécessaires. Le groupe a recommandé que le financement de la MSE de l'espadon soit complémentaire au fonds de recherche stratégique proposé pour le SCRS.
- Validation par recoupement des prédictions du modèle. Les prédictions du modèle devraient être comparées aux observations, plutôt qu'aux quantités telles que F ou SSB qui ne peuvent pas être observées, faute de quoi, le danger existe de choisir subjectivement des solutions du modèle. Si les données (p.ex. CPUE et prises) sont estimées être représentatives des dynamiques du stock, elles peuvent alors servir de mesure de validation indépendante du modèle. Il est recommandé que le WGSAM utilise l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique Nord pour explorer l'utilisation de la validation par recoupement des données prédites pour la validation du modèle. Cela peut également être utilisé pour pondérer ou sélectionner les scénarios du modèle opérationnel dans une MSE.

## **9.2 Recommandations de gestion**

### *Atlantique Nord*

Il a été déterminé que des prises futures à hauteur de 12.900 t, ou supérieures à ce montant, se traduiraient probablement par une diminution de la biomasse. Le groupe a convenu de réviser cette estimation après avoir élaboré la matrice combinée de Kobe.

### *Atlantique Sud*

Le niveau actuel de prises (10.058 t) rétablira le stock et permettra d'atteindre les objectifs de la Convention d'ici 2020. Avec des prises de 13.000 t, la probabilité que le stock se situe dans le quadrant vert du diagramme de Kobe d'ici 2024 est d'environ 60%. Le TAC ne devrait pas dépasser 13.000 t.

## **10. Autres questions**

La présentation SCRS/P/2017/026 analysait la mortalité provoquée par les hameçons au moment de la remontée de l'engin des spécimens d'espadon capturés à la palangre dans l'océan Atlantique Sud-Ouest. Des données à ce sujet ont été recueillies dans le cadre du programme d'observateurs uruguayens (PNOFA) à bord des flottilles uruguayenne et japonaise. La flottille japonaise était active dans la ZEE uruguayenne avec un permis de pêche expérimentale ou dans le cadre d'un accord d'affrètement. Les résultats montrent que la mortalité globale de l'espadon était de 71,5%. Dans le cas des spécimens mesurant 125 cm, ou moins, la mortalité était de 78,4% et celle des spécimens mesurant 119 cm, ou moins, était de 79,9%. On a constaté que la mortalité était liée à la taille et à la température de la surface de la mer. Les spécimens plus petits ont des probabilités plus élevées d'être morts à la remontée de l'engin, de même que les spécimens capturés dans des eaux plus chaudes. Ces estimations de la mortalité ne sont pas aussi élevées que celles présentées par Coelho et Muñoz-Lechuga (2017), ce qui peut être dû à des différences dans les zones d'opération, celles-ci provenant d'eaux plus chaudes et couvrant des individus plus petits. Cependant, les résultats amènent à se demander si les tailles minimales de rétention prévues par l'ICCAT et actuellement en vigueur sont efficaces si l'objectif principal consiste à protéger les espadons juvéniles.

Le groupe a noté que même si la mesure de gestion pourrait ne pas être efficace en raison des taux élevés de mortalité observés, la mesure pourrait fonctionner d'une autre manière, par exemple en encourageant les navires à éviter des zones de forte concentration de juvéniles. À cet effet, il est important d'identifier les zones de forte concentration de juvéniles. Pour réaliser cette étude, il sera nécessaire d'utiliser plusieurs données d'observateurs des CPC ainsi que les données officielles existantes de l'ICCAT. L'ampleur des rejets doit également être évaluée d'un pays à l'autre, car les opérations de pêche ne sont pas toutes identiques. Il a été suggéré que l'inclusion de facteurs supplémentaires tels que la durée d'immersion, le type d'hameçon et la profondeur, amélioreraient la compréhension de la mortalité.

## 11. Adoption du rapport et clôture

Le rapport a été adopté par le groupe et la réunion a été levée.

### Bibliographie

- Booth, A.J. and Quinn, T.J., 2006. Maximum likelihood and Bayesian approaches to stock assessment when data are questionable. *Fisheries Research*, 80(2), pp.169-181.
- Carvalho, F., Ahrens, R., Murie, D., Ponciano, J.M., Aires-da-silva, A., Maunder, M.N. and Hazin, F. 2014. Incorporating specific change points in catchability in fisheries stock assessment models : An alternative approach applied to the blue shark (*Prionace glauca*) stock in the South Atlantic Ocean. *Fish. Res.* 154: 135–146. Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2014.01.022.
- Gelman, A. and Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. *Statistical Science* 7: 457-472.
- Gilbert. 1992. A stock production modelling technique for fitting catch histories to stock index data.
- Heidelberger, P. and Welch, P.D. 1983. Simulation Run Length Control in the Presence of an Initial Transient.
- Maunder, M.N., 2003. Is it time to discard the Schaefer model from the stock assessment scientist's toolbox? *Fisheries Research*, 61(1), pp.145-149.
- Meyer, R., and Millar, R. B. 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 56: 1078–1087.
- Pella, J.J. and Tomlinson, P.K. 1969. A generalized stock production model. *Inter-American Trop. Tuna Comm. Bull.* 13: 421–458.
- Thorson, J.T., Cope, J.M., Branch, T.A. and Jensen, O.P. 2012. Spawning biomass reference points for exploited marine fishes, incorporating taxonomic and body size information. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 69(9): 1556–1568. NRC Research Press. doi:10.1139/f2012-077.
- Wang, S.-P., Maunder, M.N. and Aires-da-Silva, A. 2014. Selectivity's distortion of the production function and its influence on management advice from surplus production models. *Fish. Res.* 158: 181–193. Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2014.01.017.

# INFORME DE LA REUNIÓN ICCAT DE 2017 DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE PEZ ESPADA DEL ATLÁNTICO

(Madrid, España, 3-7 de julio de 2017)

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

La reunión se celebró en la Secretaría de ICCAT en Madrid, del 3 al 7 de julio de 2017. El Dr. Rui Coelho (UE-Portugal), coordinador del Grupo de especies (“el Grupo”) y presidente de la reunión, inauguró la reunión y dio la bienvenida al co-relator (Dr. Humber Andrade) y a los participantes. El Dr Miguel Neves dos Santos (Secretario ejecutivo adjunto y coordinador científico de ICCAT) se dirigió al Grupo en nombre del Secretario Ejecutivo de ICCAT, dio la bienvenida a los participantes y resaltó la importancia de la reunión debido al hecho de que el estado de los stocks de pez espada del Atlántico no se ha evaluado desde hace cuatro años. El Presidente procedió a examinar el orden del día, que fue adoptado sin cambios (**Apéndice 1**).

La lista de participantes se adjunta como **Apéndice 2**. La lista de documentos presentados a la reunión se adjunta como **Apéndice 3**. Los resúmenes de todos los documentos SCRS presentados a la reunión se adjuntan en el **Apéndice 4**. Los siguientes participantes actuaron como relatores:

<i>Sección</i>	<i>Relatores</i>
Puntos 1, 11	M. Neves dos Santos
Punto 2	P. De Bruyn, C. Palma, D. Rosa
Punto 3	A. Hanke, F. Arocha, H. Andrade
Punto 4	M Ortiz, J. Costa, H. Andrade
Puntos 5, 6	E. Babcock, M Ortiz, M. Schirripa, L. Kell, H. Winker
Punto 7	E. Babcock, M. Schirripa, L. Kell, H. Winker
Punto 8	D. Die, F. Arocha
Punto 9	R. Coelho, D. Die, M. Neves dos Santos, G. Diaz
Punto 10	P. De Bruyn, D. Die, G. Diaz, R. Forselledo
Relator de datos	H. Andrade

## 2. Resumen de los datos disponibles enviados antes de la fecha límite para la evaluación (30 de abril de 2017)

Durante la reunión de preparación de datos de pez espada, el Grupo acordó establecer una fecha límite (30 de abril de 2017) para incorporar todas las revisiones proporcionadas por las CPC de los datos estadísticos pesqueros básicos (Tarea I y Tarea II). La Secretaría preparó los conjuntos de datos finales (incluidas las estimaciones de CATDIS y CAS).

### 2.1 Capturas

Las capturas finales nominales de Tarea I (T1NC) de ambos stocks del Atlántico (SWO-N y SWO-S) se presentan en la **Tabla 1** y la **Figura 1**. Las estimaciones de captura preliminar de 2016 (incluidos los envíos de Tarea I y los trasposos) se utilizaron solo para las proyecciones.

### 2.2 Biología

En el documento SCRS/2017/133 se presentaba un modelo de distribución de especies (SDM) para el pez espada con un marco de idoneidad de hábitat. Actualmente, el modelo integra profundidad del océano, promedio anual estimado total de clorofila, oxígeno y temperatura. Se usan las predicciones del modelo y las distribuciones generales de las capturas de pez espada del Atlántico norte como criterios para la inclusión y tratamiento de las variables. Las pruebas iniciales demostraron que el hábitat no se puede predecir usando únicamente datos de temperatura y el oxígeno. La inclusión de la productividad media anual espacial a través de la clorofila mejoró notablemente las predicciones de distribución. La formulación actual predice la migración estacional de norte a sur en el Atlántico norte, pero también predice alta abundancia en zonas con bajas capturas de pez espada. Unos datos mejorados que varíen en el tiempo para la productividad del ecosistema relevante para el pez espada podrían resolver este problema, pero podrían seguir faltando características importantes del hábitat.

El Grupo resaltó que sería útil contar con más marcas procedentes de una zona más amplia para respaldar los patrones de utilización de la temperatura y la profundidad (conforme al plan de trabajo de pez espada). El Grupo sugirió que las elevadas capturas en las zonas de baja abundancia predicha podrían estar relacionadas con características del fondo, y se mencionó que podría añadirse una nueva capa al modelo para incluir estas características. Se indicó también que el modelo debería ampliarse al Mediterráneo, que actualmente no está incluido. Este es un modelo inicial que incluía clorofila para predecir la utilización del hábitat del pez espada, pero está previsto que las mejoras realizadas al modelo subirán la clorofila a niveles más elevados de la cadena alimentaria, lo que, potencialmente, captará mejor la utilización del hábitat del pez espada. El Grupo reconoció la importancia de este trabajo y de su continuidad, ya que puede proporcionar información valiosa sobre el uso del hábitat y los límites del stock de pez espada.

### **2.3 Composiciones de tallas**

Las frecuencias de talla de Tarea II (T2SZ) presentadas, que incluyen varias revisiones (siendo las más relevantes las correcciones de la serie de Taipei Chino de palangre para 1980-2007 y la de Estados Unidos para 1962-1985 para varios artes) se utilizaron para preparar los archivos de entrada de stock synthesis (SS), clasificados por la estructura de la flota del modelo SS (SS-fleet). Se crearon las muestras de frecuencias de talla por stock, año, flota de SS y estratos de arte a partir de la T2SZ para el pez espada disponible en la base de datos de ICCAT. No se incluyeron las muestras de talla declaradas como categoría de peso, y también se excluyeron medidas de talla de intervalos de 10 cm o superiores. Todos los datos de talla se estandarizaron a medidas en LJFL, y los peces de más de 450 cm se consideraron datos atípicos y fueron eliminados. Para una observación de frecuencia de tallas determinada, se requería un mínimo de 100 peces medidos para que fuera utilizada en el modelo SS. La Secretaría proporcionó también una actualización de las estimaciones de captura por talla (CAS, 1978-2015) para los stocks del Atlántico norte y sur.

### **2.4 Otros datos pertinentes**

La Secretaría actualizó también las estimaciones de CATDIS (1950-2015) (**Figuras 2 y 3**), con el fin de reflejar la TINC de pez espada más actualizada. Posteriormente se utilizó CATDIS (en lugar de TINC, que incluye pocos detalles de zona-área) como entrada para los modelos SS, como serie de captura de extracciones de biomasa por stock.

## **3. Datos de captura, lo que incluye captura por talla y tendencias de las pesquerías**

Se actualizaron las CAS para ambos stocks de pez espada del Atlántico (SWO-N y SWO-S) (revisión al periodo 1978-2013 y nuevas estimaciones para el periodo 2014-2015) para reflejar la actual TINC en el equivalente en peso (número transformado a peso). La metodología utilizada (en particular los criterios de sustitución) fue revisada por este grupo durante la reunión de preparación de datos de pez espada de 2017 (Anón. in press a). Toda la nueva información revisada, recibida hasta la fecha límite, se utilizó en las estimaciones. Las **Tablas 2 y 3** presentan, respectivamente, las matrices totales de CAS para el pez espada del norte y del sur. La **Figura 4** muestra los pesos medios (kg) de ambos stocks del Atlántico.

## **4. Índices de abundancia relativa: visión general de los índices a utilizar - obtenidos a partir de datos e índices de CPUE - fecha límite (30 de abril de 2017)**

### **4.1 Índices de abundancia relativa - norte**

Durante la reunión de preparación de datos se presentaron y discutieron varios índices para el Atlántico norte: Canadá, Japón, Marruecos, UE-Portugal y Estados Unidos. La mayoría se consideraron adecuados como datos de entrada para los modelos de evaluación del stock. Sin embargo, el Grupo solicitó a Canadá y Japón que proporcionaran actualizaciones basadas en los comentarios del grupo y también pidió a UE-España que presentara una serie de CPUE actualizada con un documento de apoyo. Además, el Grupo decidió llevar a cabo un trabajo en colaboración entre los científicos nacionales para calcular un índice de biomasa combinado para el Atlántico norte.

El documento SCRS/2017/137 presentaba un índice de abundancia de biomasa combinado y actualizado para el stock de pez espada del Atlántico norte para 1963-2015. En este documento, el índice de abundancia estandarizado en términos de biomasa, desarrollado en las reuniones del SCRS de 2006, 2008 y 2012 para las evaluaciones de pez espada del Atlántico norte, se revisó y actualizó con datos hasta 2015 inclusive. Se utilizaron procedimientos de modelación lineal generalizada (GLM) para estandarizar los datos de captura (biomasa) y esfuerzo (número de



anzuelos) de pez espada de las principales flotas palangreras que operan en el Atlántico norte: Estados Unidos, UE-España, Canadá, Japón, Marruecos y UE-Portugal. Como en pasados análisis, los efectos principales incluían: año, área, trimestre, una variable nación-operación que refleja las diferencias de arte y operativas que se cree que influyen en la capturabilidad del pez espada y una variable objetivo para tener en cuenta las mareas en las que las operaciones pesqueras variaban en función de la principal especie objetivo. También se evaluaron las interacciones entre los principales factores

El Grupo discutió los resultados a la luz de las posibles ventajas y desventajas de utilizar índices combinados o separados como datos de entrada en los modelos. El Grupo advirtió que había una laguna (1971-1974) y que las diferencias entre las CPUE estandarizadas y nominales eran mayores al inicio de la serie temporal cuando solo estaban disponibles datos de Canadá y Japón. Además, se indicó que las escalas de las estimaciones estandarizadas calculadas para el periodo previo y posterior a la laguna muy al inicio de la serie temporal, eran diferentes. Se señaló que el modelo predecía grandes intervalos de confianza para los primeros años en comparación con el periodo reciente, para el que se dispone de más información. Se recomendó incluir en la evaluación las estimaciones anuales de la varianza del índice estandarizado, cuando fuera posible.

El documento SCRS/2017/105 comunicaba las tasas de captura estandarizadas de pez espada de la flota de palangre de superficie española en el Atlántico norte. Se utilizaron modelos lineales generalizados con una aproximación lognormal (GLM) para actualizar las tasas de captura estandarizadas (en número y peso de los peces) de la flota de palangre de superficie española dirigida al pez espada para el periodo 1986-2015. Se tuvieron en cuenta los factores año, área, trimestre, arte y cebo así como la estrategia pesquera basándose en la ratio entre las dos especies predominantes y más valoradas por los patrones de pesca. Se llevaron a cabo algunos análisis de sensibilidad sobre la estructura del modelo: caso base - año no incluido en las interacciones, caso alternativo - año incluido en las interacciones de efectos aleatorios. El caso base del modelo usado explicó el 51% y 53% de la variabilidad de la CPUE en número y peso, respectivamente.

El Grupo observó que las tendencias de la CPUE estandarizada eran planas y que los coeficientes de variaciones eran muy bajos. A pesar de la tendencia plana global, había un aumento en los valores de la CPUE a finales de los 90, cuando la flota española cambió el arte de multifilamento por el de monofilamento. Los ratios de captura se utilizaron como una aproximación para la estrategia de pesca en función de la especie objetivo. Se discutieron las posibles desventajas (o ventajas) de utilizar este enfoque, pero el grupo consideró que las estimaciones presentadas son la mejor información disponible y que merece la pena utilizarlas en la evaluación de stock.

El documento SCRS/2017/107 presentaba CPUE estandarizadas actualizadas en número de peces por edad para el Atlántico norte para la flota de palangre española. En los cálculos se utilizaron modelos lineales generalizados con un enfoque lognormal (GLM) a partir de mareas realizadas por la flota de palangre de superficie que captura pez espada en el Atlántico norte. Los índices fueron desarrollados para un periodo de 34 años (1982-2015) usando un modelo de crecimiento tipo sexos-combinado para determinar la edad a partir de los datos de talla por marea. Los criterios usados para definir las áreas, periodos y modelos fueron similares a los aplicados en documentos presentados a la última evaluación de stock. El modelo también tiene en cuenta otros factores como el tipo de arte y el tipo de marea (como aproximación de la especie objetivo) para reflejar dos importantes cambios en la estrategia de pesca que se produjeron en periodos recientes. Los casos base explicaron entre el 42% y 44% de la variabilidad de la CPUE. El índice de CPUE estandarizado para la edad 1 sugiere una tendencia creciente del reclutamiento entre 1997 y 2012.

Los resultados sugieren una correlación positiva entre la CPUE estandarizada de la edad 1 y la oscilación multidecenal del Atlántico (AMO), pero una correlación negativa con la oscilación del Atlántico Norte (NAO). El Grupo reconoce que la investigación de las correlaciones entre el reclutamiento y los índices climatológico y oceanográfico resulta útil. Además, el Grupo indicó que las correlaciones entre las CPUE estandarizadas de una determinada edad y las estimaciones de las edades posteriores con un desfase no eran siempre evidentes. El Grupo reconoció también los inconvenientes de utilizar el método de separación filo de cuchillo para convertir la talla en edad cuando no hay claves de edad-talla disponibles para la mayor parte del periodo analizado. Se debatió la dependencia intrínseca de las CPUE estandarizadas calculadas para los diferentes grupos de edad, ya que algunos de los métodos de evaluación de stock demandan índices de abundancia relativa independientes.

Tras ciertas consideraciones, el Grupo decidió usar la CPUE estandarizada específica de la edad en los modelos de evaluación SS, mientras que la CPUE para la edad 4 podría ser una alternativa a los modelos de producción con el fin de estimar una aproximación para la biomasa reproductora.

El documento SCRS/2017/144 comunicaba la CPUE estandarizada del pez espada de la flota de palangre atunera de Taipei Chino en el Atlántico norte. Se utilizó un modelo lineal generalizado para estimar las CPUE estandarizadas del pez espada capturado por la pesquería atunera de palangre de aguas distantes de Taipei Chino entre 1968 y 2015. Se consideraron cuatro periodos 1968-2015, 1968-1989, 1990-2015 y 1997-2015 y la información sobre el tipo de operación (el número de anzuelos por cesta (HPB) para el modelo de 1997-2015) con el fin de tener en cuenta los cambios en la estrategia de pesca en función de la especie objetivo en esta pesquería. Los HPB no explicaban gran parte de la variabilidad de la CPUE. Los índices de abundancia desarrollados para el pez espada para 1968-1989, 1990-2015 y 1997-2015 presentaban tendencias casi idénticas a las derivadas del modelo para todo el periodo (1968-2015). La tendencia de la CPUE estandarizada del pez espada empezó a descender a principios de los 70, pero aumentó rápidamente desde 1989 a 1990, y posteriormente no cambió mucho desde 1997 hasta el final de la serie temporal. La diferencia entre la CPUE estandarizada de 1989 y 1990 era grande, lo que indicaba una discontinuidad debida a un importante cambio en la estrategia de pesca. A comienzos de los 90, la flota pasó de dirigirse al atún blanco a dirigirse al patudo. La reducción proporcional de la devianza era baja, lo que indica que la mayor parte de la variabilidad en la CPUE no podría ser explicada por las variables incluidas en los modelos.

Las CPUE estandarizadas de Taipei Chino no estaban disponibles en la reunión de preparación de datos y no fueron discutidas en el periodo intersesiones. Por tanto, el Grupo decidió no considerarlas en los casos base sino en los análisis de sensibilidad. Sin embargo, el Grupo insta encarecidamente a que estas series se desarrollen más.

Los índices de CPUE estandarizada seleccionados para ser considerados en los análisis de evaluación de stock se incluyen en la **Tabla 4** y en la **Figura 5**. La **Figura 6** muestra el índice de biomasa combinado del Atlántico norte usado en los modelos de producción.

#### **4.2 Índices de abundancia relativa - sur**

Durante la reunión de 2017 de preparación de datos de pez espada, se presentaron las CPUE estandarizadas de tres CPC (Brasil, Japón y Uruguay) (Anón. In press a). El Grupo solicitó a Japón que proporcionara actualizaciones basadas en los comentarios del grupo y también pidió a UE-España que presentara una serie de CPUE actualizada con un documento de apoyo. Se contactó con Taipei Chino y Sudáfrica para que aportaran series de CPUE.

La actualización del índice de CPUE japonés no fue completada a tiempo para poderla usar en los modelos de evaluación, pero el trabajo continúa. Por lo tanto, el Grupo decidió utilizar las estimaciones presentadas en la reunión de preparación de datos como entrada para los modelos de evaluación del stock ya que las series japonesas aportan información importante sobre los primeros años de las pesquerías. Además, la serie japonesa se separará en dos partes (1990-2005 y 2006-2015) con el fin de tener en cuenta los importantes cambios en las pesquerías que dieron lugar a grandes cambios en las capturas, principalmente en los 2000. Esta decisión está respaldada por las estadísticas de las capturas, tal y como aparecen en el informe anual de Japón, que fue mostrado por el científico japonés presente en la reunión de evaluación de stock.

El documento SCRS/2017/106 proporcionaba tasas de captura estandarizadas y actualizadas del pez espada (número y peso) de la flota de palangre española en el Atlántico sur para el periodo 1989-2015. Las CPUE estandarizadas actualizadas se estimaron utilizando un modelo lineal generalizado. Al igual que en los análisis realizados para el Atlántico norte (SCRS/2017/105), año, área, trimestre, cebo y tipo de marea se consideraron variables explicativas. Las ratios de captura se utilizaron como una aproximación para la estrategia de pesca en función de la especie objetivo. Se llevaron a cabo análisis de sensibilidad sobre la estructura del modelo: caso base - año no incluido en las interacciones, caso alternativo - año incluido como interacciones de efectos aleatorios. El caso base del modelo explicó el 65% y 71% de la variabilidad de la CPUE en número y peso, respectivamente.

Las series temporales de las CPUE estandarizadas eran planas a lo largo de los años y los coeficientes de variación eran muy bajos. Se recordó que las mismas interacciones consideraciones con respecto al uso de las ratios entre las capturas de especies (en este caso pez espada y tintorera) del Atlántico norte se aplican también en el Atlántico sur. Sin embargo, el Grupo recomendó que la serie temporal española fuera considerada en los modelos de evaluación de stock.

El documento SCRS/2017/145 presentaba las CPUE estandarizadas de la pesquería atunera de palangre de aguas distantes de Taipei Chino en el Atlántico sur para el periodo 1968-2015. Se utilizaron modelos lineales generalizados para analizar las tasas de captura con el fin de estimar las CPUE estandarizadas. Se consideraron cuatro periodos de tiempo (1968-2015, 1968-1990, 1991-2015 y 1998-2015). Las variables explicativas consideradas fueron año, temporada y área. También se incluyó el número de anzuelos por cesta (HPB) como

variable explicativa al analizar el periodo 1998-2015. Las CPUE estandarizadas calculadas para los periodos de 1968-1990 y 1991-2015 eran similares a las estimadas basándose en todo el conjunto de datos en los periodos en que los que las etapas de tiempo se solapan. La inclusión de HPB en el modelo utilizado para analizar 1998-2015 no cambiaba mucho las estimaciones estandarizadas y no dio lugar a mucha reducción de la devianza. En general, la serie de CPUE estandarizada para el pez espada del Atlántico sur descendió en los 70, pero mostró una tendencia plana desde mediados de los 70 hasta finales de los 80. Se produjo un aumento desde 1989 hasta 1990, seguido de una tendencia descendente hasta el final de la serie temporal.

El Grupo indicó que la tendencia de la CPUE estandarizada calculada para el Atlántico sur era similar a la calculada para el norte. Además, al igual que para el Atlántico norte, existía una discontinuidad entre 1989 y 1990 para el Atlántico sur, en el sentido de que la diferencia entre las estimaciones para estos dos años era muy elevada debido a un cambio en la especie objetivo.

El documento SCRS/2017/138 explicaba que el pez espada es una especie objetivo en la flota de palangre pelágico de Sudáfrica que opera en la costa este y oeste de Sudáfrica. Se llevó a cabo una estandarización de la CPUE del pez espada de la flota de palangre sudafricana para la serie temporal de 2004-2015 utilizando un modelo mixto aditivo generalizado (GAMM) con un error de distribución Tweedie. Las variables explicativas del modelo final incluían año, mes, posición geográfica (latitud y longitud) y un factor de especie objetivo con dos niveles, derivado agrupando clasificaciones PCA transformadas mediante raíz cuarta de la composición de la captura normalizada. El buque se incluyó como efecto aleatorio. La CPUE del pez espada tenía una tendencia estacional definitiva, con tasas de captura más elevadas en invierno y menos elevadas en verano. El análisis de la CPUE estandarizada indica una tendencia constantemente descendente durante el periodo 2004-2012, seguida de un notable aumento entre 2012 y el último año de la evaluación, 2015.

El Grupo reconoció esta nueva serie y se mostró de acuerdo en considerarla para la evaluación de stock.

Los índices de CPUE estandarizada seleccionados para ser considerados en los análisis de evaluación de stock se incluyen en la **Tabla 5** y en la **Figura 7**.

## **5. Métodos y otros datos pertinentes para la evaluación**

### **5.1. Atlántico norte**

#### **5.1.1 ASPIC/BioDyn**

##### **BioDyn**

Para tener en cuenta la incertidumbre acerca de la dinámica del stock y la calidad de los datos, el SCRS considera de forma rutinaria una gama de escenarios que incluye conjuntos de datos y estructuras de modelo alternativas para un único stock. Al ejecutar múltiples escenarios, sin embargo, los modelos deben compararse y validarse antes de poder proporcionar asesoramiento. Esto es difícil cuando se han considerado diferentes modelos y conjuntos de datos. La verificación cruzada es una técnica para validar modelos evaluando su capacidad de predicción. Es conceptualmente simple, con pocos supuestos paramétricos o teóricos, y por tanto, puede utilizarse para hacer comparaciones entre los conjuntos de datos y las estructuras del modelo. Las predicciones del modelo deberían compararse con observaciones en vez de con cantidades como la mortalidad por pesca ( $F$ ) y la biomasa del stock reproductor ( $SSB$ ) que no pueden ser observadas, sino se corre el riesgo de elegir las soluciones del modelo subjetivamente. Si los datos (por ejemplo, CPUE y capturas) se consideran representativos de la dinámica del stock, pueden usarse como una medida de validación independiente del modelo.

Para solucionar esto, se llevó a cabo un ensayo de continuidad para el escenario ASPIC realizado en 2013, es decir, para una función de producción logística y un índice de CPUE combinado, utilizando los conjuntos de datos disponibles en 2017 (CPUE y captura hasta 2015 inclusive). El análisis realizado usando BioDyn se adjunta como **Apéndice 5**. El método se basa en los valores residuales de la predicción. Esto demostró que a medida que se dispone de nuevos datos, en años recientes, de niveles próximos a la biomasa en rendimiento máximo sostenible ( $B_{RMS}$ ), las evidencias respaldaban una función de producción Fox (desviada) más que una logística (simétrica).

## ASPIC

Para el stock de pez espada del norte, se realizó un ensayo de continuidad con un modelos de producción excedente (SPM) utilizando el mismo software (ASPIC-7) que en 2013, con una serie de captura para 1950-2015 y el índice de abundancia de la biomasa combinado (1963-2015). Este ensayo de continuidad utilizaba los mismos supuestos y la misma configuración que el caso base de 2013, asumiendo brevemente una función del modelo de producción logístico, estimando  $K$  y  $r$  y fijando el parámetro  $B1/K$  en 0,85.

### 5.1.2 BSP2

El software BSP2 en Visual Basic fue utilizado para ejecutar modelos de producción excedente bayesianos para el Atlántico norte, como se hizo en la evaluación de 2013. El software BSP2 es una variación del software BSP, que está incluido en el catálogo de software de ICCAT, y está escrito en un lenguaje de programación antiguo. El Grupo decidió utilizar el software BSP2, pero recomendó que el método fuera revisado para ejecutarlo en un lenguaje más moderno, y que se incluyese el software revisado en el catálogo de ICCAT.

El caso base del modelo tenía forma de función Schaefer, que asume que el rendimiento máximo sostenible (RMS) se produce cuando la biomasa es la mitad de la biomasa sin explotar ( $K$ ). Se utilizó la versión de la ecuación diferencial de BSP2, por lo que la tasa de mortalidad por pesca se estimó como una tasa instantánea en lugar de una tasa de captura proporcional.

La distribución previa para  $r$  era lognormal, con una media de 0,424 y logsd de 0,40, la misma que en la evaluación de 2013 (SCRS/2013/100). La distribución previa para  $K$  era uniforme en  $\log(K)$  entre  $\log(500 \text{ t})$  y  $\log(1.000.000 \text{ t})$ . La distribución previa para la ratio de biomasa inicial ( $B_{1950}/K$ ) era lognormal con una media de 0,875 y una logsd de 0,25 con límites en 0,001 y 3,5. La constante de proporcionalidad  $q$  para cada serie se estimó con una distribución previa uniforme no informativa entre 0,000000001 y 2.

Para el caso base, se utilizó el índice combinado como índice de abundancia (SCRS/2017/137). El CV del error de observación se introdujo como 0,23, que era aproximadamente la estimación MLE cuando se asignó a cada punto el mismo valor. El error de proceso era lognormal, con una desviación estándar logarítmica como parámetro fijo igual a 0,05.

Los ensayos de sensibilidad incluían un modelo de producción generalizado con  $B_{RMS}/K$  igual a 0,4 (parámetro de forma= 1,189) o 0,6 (parámetro de forma = 3,39), una distribución previa menos informativa para  $r$  (logsd=1), así como los índices por separado con varios métodos alternativos para establecer la desviación estándar del error de observación. Los ensayos de diagnóstico incluían un modelo pre datos post modelo (PMPD), que es un ensayo con un único punto de datos de CPUE para evaluar la influencia de las distribuciones previas y las series temporales de captura en la dinámica estimada. Se llevaron a cabo análisis retrospectivos en los que los datos de CPUE eran truncados progresivamente a años anteriores, y la biomasa después del final de las series de CPUE se proyectó usando los datos de captura. Se llevó a cabo también un análisis por bootstrap, que incluía las series de CPUE por separado y posteriormente retiraba un índice cada vez (**Tabla 6**). Véase el **Apéndice 6** para más detalles sobre los métodos, diagnósticos y análisis de sensibilidad.

### 5.1.3 Stock Synthesis (SS)

#### Modelo inicial

Basándose en los datos presentados en la Reunión de preparación de datos de pez espada de 2017, el modelo Stock Synthesis se configuró usando siete pesquerías de palangre y una de "otros". Las pesquerías de palangre eran de UE-España, Estados Unidos, Canadá, Japón, UE-Portugal, Taipei Chino y Marruecos. Estas pesquerías respondieron de forma colectiva del 92% de los desembarques totales de pez espada del norte, y el resto de países y artes responden del restante 8%. La configuración SS utiliza una temporada, un área y dos sexos. Se disponía de muestras de talla para las ocho pesquerías desde aproximadamente 1978 a 2015. Se disponía de catorce índices de abundancia para ajustar las tendencias de la población (**Figura 8**).

La mortalidad natural para ambos sexos se fijó en 0,20 por edad. La madurez se estableció en el 50% a edad 5 y en el 100% posteriormente. La fecundidad se estableció como una función del peso corporal. Los parámetros de crecimiento se fijaron en valores desarrollados durante la reunión de 2017 de preparación de datos sobre pez espada (Anon 2017 in press a).

Para el Atlántico norte occidental, entre 1995 y 2011, las tasas de captura para dichas pesquerías en el Atlántico occidental tendían a descender mientras que las del este tendían a aumentar. Esto se investigó formulando hipótesis de que los fenómenos medioambientales estaban provocando que las densidades de la población cambien como consecuencia de que la oceanografía está cambiando (Goodyear et al., 2017). Esta hipótesis se desarrolló observando que diversos indicadores ecosistémicos habían cambiado de negativos a positivos (o viceversa) en 1995. El indicador que cubría la zona más grande y que había demostrado tener más influencia era la Oscilación Multidecadal del Atlántico (AMO) (Goodyear et al., 2017). Basándose en las regresiones entre los valores residuales de la CPUE y la AMO, la capturabilidad ( $q$ ) (todo el este) de la Edad\_1, Edad\_2, Edad\_4 y Edad 5+ de Canadá (oeste), Japón (oeste), UE-Portugal (este), Marruecos (este) y UE-España se convirtieron en función de la AMO (**Figura 9**).

La selectividad se modeló para que se basara en la talla para todas las edades (0-25) disponibles. Se permitió una selectividad con forma de cúpula para UE-España, Estados Unidos, Japón, UE-Portugal y Marruecos. Se asumió una selectividad asintótica para Canadá, Taipei Chino y "otros". La CPUE específica de la edad española se modeló con una selectividad basada en la edad fijada (**Figura 10**). Se estableció la talla efectiva de la composición por tallas ajustando la  $n$ -efectiva hasta que se alcanzó la unidad entre la  $n$ -efectiva modelada y el tamaño de muestra sugerido por Francis. Los ajustes de selectividad a los datos de talla fueron muy satisfactorios, pero con algunas desviaciones a veces en los peces más pequeños (**Figura 11**).

Se asumió una relación stock reclutamiento de Beverton-Holt con el máximo reclutamiento estimado y una desviación estándar en las desviaciones del reclutamiento de 0,60 y un valor fijo de la inclinación de 0,80, tal y como se acordó durante la reunión de preparación de datos. Las desviaciones de la función de reclutamiento del stock no mostraban desviaciones o tendencias destacadas (**Figura 12**).

Los diagnósticos del modelo proporcionaron evidencias de la estabilidad del modelo sin ningún patrón retrospectivo claro (**Figura 13**).

Se consideraron diversos valores de inclinación, como suele suceder a menudo, los resultados fueron bastante sensibles a los valores asumidos no solo de la inclinación, sino también de la mortalidad natural (**Figura 14**). Inicialmente, no había evidencias claras sobre qué valores eran mejores para estos parámetros.

Para examinar la influencia de cada CPUE, se eliminó un índice cada vez y el modelo volvió a ajustarse. Los resultados de este diagnóstico demostraron que el modelo era más sensible a la CPUE canadiense y japonesa (**Figura 15**). Este resultado se debía al hecho de que estas dos series temporales eran las más largas disponibles y no fue inesperado.

Se hizo un diagnóstico del efecto del tamaño de la muestra efectivo de diversas composiciones de talla. Se realizaron 25 ensayos con tamaños de muestra elegidos aleatoriamente que se basaban en una media igual al tamaño de muestra ajustado con un coeficiente de variación del 40 por ciento. Los resultados de este diagnóstico mostraron que el tamaño efectivo de la muestra tenía efectos menores en la tendencia global de la biomasa (**Figura 16**).

Dado que los GLM de las CPUE pueden tener a menudo CV que aparentemente sean subestimados, se utilizó una reponderación de la varianza en cada una de las series temporales de CPUE. La varianza ajustada más elevada se asignó a la serie temporal japonesa más corta y la más pequeña se asignó a las CPUE basadas en la edad españolas (**Figura 17**). El CV de los parámetros de la varianza añadida era inversamente proporcional a la cantidad de varianza añadida requerida. Las tendencias en la biomasa, con y sin la varianza añadida, tenían el mayor efecto en la tendencia de biomasa de los primeros años y el menor efecto en los últimos años.

Gran parte de la discusión sobre el modelo SS se centró en el supuesto del valor fijado de la inclinación y el consiguiente establecimiento del valor de RMS.

#### Modelo base

El cambio más significativo realizado a la configuración inicial del modelo fue cambiar la desviación estándar asumida en las desviaciones del reclutamiento ( $\sigma_r$ ) de 0,60 a 0,20. Este cambio se basó en el hecho de que la  $\sigma_r$  asumida se estableció en 0,6, pero el error cuadrático medio de los valores residuales de las desviaciones del reclutamiento era solo de 0,17, por lo que el ajuste del sesgo de 1,0 era inadecuado. La sugerencia fue reducir  $\sigma_r$  a aproximadamente 0,20.

Estas modificaciones no tuvieron como resultado ningún cambio significativo en la tendencia de la biomasa o en el estado actual del stock. Sin embargo, después de realizar estas modificaciones se halló que el parámetro de inclinación era estimable usando una distribución previa informativa con una distribución Beta, una media de 0,80 y una desviación estándar de 0,06. La estimación de la inclinación dio como resultado un cambio en la productividad percibida del stock. El Grupo discutió largamente la implicación de estimar la inclinación. Observando que el valor era conforme con el valor sugerido por un meta-análisis basado en el ciclo vital del pez espada (SCRS/2017/143), el Grupo convino en que estimar la inclinación era superior a fijar el parámetro en un valor asumido. Este método tuvo como resultado que la estimación de la inclinación fuera superior a la distribución previa (inclinación = 0,88, SD = 0,03) y que ya no se alcanzara el límite superior del parámetro (1,0) como en la configuración original del modelo (**Figura 18**).

En el **Apéndice 7** se incluyen los diagnósticos y ajustes del modelo SS final completo.

## 5.2. Atlántico sur

### 5.2.1 BSP2

El software BSP2 en VisualBASIC fue utilizado para ejecutar modelos de producción excedente bayesianos para el Atlántico sur, como se hizo en la evaluación de 2013. El caso base del modelo tenía forma de función Schaefer, y la mortalidad por pesca se calculó como una tasa instantánea.

La distribución previa para  $r$  era lognormal, con una media de 0,42 y logsd de 0,46, la misma que en la evaluación de 2013 (McAllister, 2014). La distribución previa para  $K$  era uniforme en  $\log(K)$  limitada por  $\log(500 \text{ t})$  y  $\log(1.000.000 \text{ t})$ . La distribución previa para la ratio de biomasa inicial era lognormal con una media de 1 y una logsd de 0,25 con límites en 0,001 y 3,5. La constante de proporcionalidad  $q$  para cada serie se estimó con una distribución previa uniforme no informativa entre 0,000000001 y 2 en la mayoría de los casos. En algunos casos,  $q$  se estimó utilizando el valor MLE dentro del modelo para mejorar la convergencia.

El caso base del modelo excluía la serie histórica de Brasil, que era plana y altamente variable, pero incluía las series de Brasil-reciente, UE-España, Uruguay, Sudáfrica y Japón. La serie del palangre japonés se separó en dos en 2005/2006 y la serie de UE-España se separó en 1999/2000 para tener cuenta los cambios en los métodos de pesca que no estaban adecuadamente reflejados en la estandarización de los índices. El error de observación se introdujo en  $CV = 0,2$  para todos los puntos de datos. El error de proceso era lognormal, con una desviación estándar logarítmica como parámetro fijado igual a 0,1.

Los ensayos de sensibilidad incluían un modelo de producción generalizado con  $B_{RMS}/K$  igual a 0,4 (parámetro de forma = 1,189) o 0,6 (parámetro de forma = 3,39), una distribución previa menos informativa para  $r$  (logsd=1), una reducción el error de proceso a 0,05 y la inclusión o exclusión de varios índices. Los ensayos de diagnóstico fueron iguales a los descritos para el Atlántico norte e incluían un modelo pre datos post modelo (PMPD), análisis retrospectivos y un análisis por bootstrap (**Tabla 7**). Véase el **Apéndice 6** para más detalles sobre los métodos, diagnósticos y análisis de sensibilidad.

### 5.2.2 JABBA

El software de evaluación de stock "Solo otra evaluación bayesiana de biomasa", JABBA, se aplicó en la evaluación del pez espada del Atlántico sur de 2017. Basándose en avances recientes al optimizar los procedimientos de ajuste mediante el desarrollo de enfoques de modelación estado espacio bayesianos (Meyer y Millar, 1999; Thorson *et al.*, 2012; Froese *et al.*, 2016), JABBA se origina a través del proceso de desarrollo continuo de un software de SPM estado espacio bayesiano que había sido aplicado y probado en la Reunión de evaluación de 2015 de tinterera del Atlántico sur de ICCAT (Anón. 2016), la reunión intersesiones del Grupo de especies de atún blanco (incluida la evaluación de atún blanco del Mediterráneo) de 2017 (Anon 2017<sup>a</sup>) y en la reunión de evaluación de 2017 de los stocks de marrajo dientuso del Atlántico norte y sur (Anón. 2017in press b). El motivo de desarrollar JABBA era proporcionar una interfaz R a JAGS fácil de utilizar para que los SPM estado espacio bayesianos generalizados y ajustados generaran estimaciones y diagnósticos del estado del stock reproducibles.

Los ensayos iniciales de la evaluación y los ensayos de sensibilidad han sido presentados al grupo (SCRS/P/2017/027). El código fuente y los archivos de R para reproducir los ensayos finales de la evaluación se pusieron a disposición del Grupo. En el **Apéndice 8** se proporciona una descripción completa de la formulación del modelo JABBA y está también documentada por Winker *et al.* (2017).

Formulaciones de las distribuciones previa

Todas las distribuciones previas se mantuvieron constantes en todos los escenarios: una distribución previa lognormal vagamente informativa para  $K = 200.000$  t con un CV del 100%. Para  $r$ , se asumió la misma distribución previa lognormal (media =  $\log(0,42)$ , sd = 0,37) que para la evaluación del stock de pez espada del Atlántico sur de ICCAT de 2013. Las medias de las distribuciones previas para  $r$  se tradujeron en  $F_{RMS}$  como  $F_{RMS} = r / 2$  (véase el **Apéndice 8**). La distribución previa de la merma de la biomasa inicial ( $\phi = B_{1950}/K$ ) fue introducida en forma de distribución previa lognormal, asumiendo que el stock del Atlántico sur estaba sin explotar en 1950 con un CV = 0,25. Todo los parámetros de capturabilidad fueron formulados como distribuciones previas uniformes no informativas, mientras que las distribuciones previas de la varianza del proceso y la varianza de la observación fueron implementadas asumiendo distribuciones gamma inversas (Meyer y Miller, 1999), de la siguiente manera:

$$\sigma_{\eta}^2 \sim \frac{1}{\text{gamma}(4,0.01)}$$

$$\sigma_{ADD,f}^2 \sim \frac{1}{\text{gamma}(2,0.01) + 0.25^2}$$

La distribución previa de la varianza del proceso corresponde al error del proceso medio de  $\sigma_{\eta} = 0,056$  (CV = 0,65) y la distribución previa de la varianza de la observación adicional corresponde a una media de  $\sigma_{ADD,f} = 0,1$  (CV = 1,96). Dado que la mayoría de los índices proporcionados se consideraron demasiado precisos con CV < 0,1, se añadió a priori a todas las series una varianza adicional del error de observación de  $0,25^2$ .

#### Escenarios

En 2013, ICCAT realizó la última evaluación para el pez espada del Atlántico sur utilizando los paquetes de software de producción excedente ASPIC y BSP2. Se llevaron a cabo ensayos preliminares de ASPIC y BSP2 en nueve índices independientes que indicaron que el índice brasileño histórico era la causa de la falta de ajuste del modelo debido a las tendencias que entraban en conflicto con la mayoría de los otros índices. Sólo tras eliminar el índice histórico brasileño fue posible lograr la convergencia del modelo, aunque persistían tendencias sistemáticas no deseables en los valores residuales y en la varianza a lo largo de la serie temporal, con patrones residuales especialmente fuertes en la CPUE de palangre japonés durante los años 2000-2005.

Por lo tanto, durante la evaluación de pez espada del Atlántico sur de 2017, el Grupo se centró específicamente en la identificación y resolución de posibles conflictos entre los datos de CPUE que podrían derivarse del ajuste de múltiples series temporales de CPUE estandarizadas. Las siguientes series temporales de CPUE estaban disponibles para la evaluación del pez espada del Atlántico sur: Brasil histórico (1978-2004), Brasil-reciente (2005-2012); UE-España (1989-2015), Japón (1990-2015); Uruguay (2001-2012) y Sudáfrica (2004-2015). Además, la CPUE de Taipei Chino fue presentada y posteriormente considerada como ensayo de sensibilidad. A diferencia de la evaluación de 2013, la serie de CPUE de Brasil fue revisada y se dividió en dos periodos de tiempo separados. Basándose en ajustes JABBA iniciales y diagnóstico de residuos, se observó que la serie de CPUE brasileña temprana era muy ruidosa, carecía de una señal discernible de la abundancia y entraba en conflicto con otros índices de CPUE. Además, el grupo identificó que la introducción del palangre de "estilo americano" en la flota española había causado probablemente cambios en la capturabilidad del pez espada (García-Cortés et al., 2010). Del mismo modo, los cambios en la estrategia de pesca en función de la especie objetivo que tuvieron lugar en 2005 y 2006 podrían haber causado el aumento aparente en el índice de CPUE japonés, que también dio lugar a un fuerte patrón residual en la CPUE japonesa en este período como ya se observó durante la evaluación de 2013. Se han observado efectos similares para el rabil entre 2005 y 2006 en el informe de Reunión ICCAT de preparación de datos de rabil de 2016 (Anon 2017 b). El Grupo exploró la opción de introducir bloques de tiempo dentro de las series de CPUE española (1999/2000) y japonesa (2005/2006) para tener en cuenta los cambios en los métodos de pesca que no fueron adecuadamente captados en la estandarización de los índices. A este efecto, se evaluaron en detalle los siguientes cuatro escenarios para las funciones de producción Fox y Schaefer:

1. Escenario 1: Todos los índices de CPUE (excluyendo TAI)
2. Escenario 2: Todos los índices de CPUE, excluyendo TAI y BRA histórico
3. Escenario 3: Toda la CPUE, excluyendo TAI y BRA histórico, y bloques temporales para JPN y UE-ESP
4. Escenario 4: Toda la CPUE, incluyendo TAI y excluyendo BRA histórico, y bloques temporales para JPN y UE-ESP

El Grupo decidió que el escenario 3 era el escenario de caso base más plausible. Por tanto, los datos de CPUE del caso base incluían: Brasil-reciente, UE-España, Uruguay, Sudáfrica y Japón, pero excluían la serie histórica de Brasil, mientras que la CPUE de Japón se dividió en 2005/2006 y la serie UE-España en 1999/2000. El escenario del caso base se utilizó como caso de referencia para llevar a cabo los ensayos de sensibilidad con varias combinaciones de índices de CPUE basadas en las funciones de producción Schaefer y Fox (**Tabla 8**). Se evaluó la sensibilidad con respecto a las estimaciones del estado del stock  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$ .

## 6. Resultados del estado del stock

### 6.1 Pez espada del Atlántico norte

#### 6.1.1 ASPIC/BioDyn

##### *BioDyn*

Los resultados de los análisis de BioDyn se han incluido en el **Apéndice 5**.

##### *ASPIC*

Los resultados mostraron tendencias similares de biomasa y mortalidad de la pesca a las estimadas en las evaluaciones anteriores (**Figura 19**) hasta 1995, a partir de dicho año las tendencias de la biomasa relativa ( $B/B_{RMS}$ ) muestran un aumento general, pero la tasa de recuperación presentaba variaciones en los resultados de las evaluaciones. En 2006, el stock se situaba por debajo de  $B_{RMS}$  en todas las evaluaciones. En la evaluación de 2013 los resultados indicaban que la biomasa del stock se situaba en o por encima del nivel de  $B_{RMS}$ . En la evaluación actual (2017), el modelo de producción excedente indica que el ritmo de recuperación ha sido mucho más lento en comparación con los resultados de 2013, aunque en 2015 la biomasa del stock se situó por encima de  $B_{RMS}$ . Básicamente esto implica cambios en la percepción de la productividad del stock entre las evaluaciones de 2013 y de 2017.

En general, los resultados del ensayo de continuidad coinciden con los del modelo de producción excedente bayesiano (BSP2) y el modelo estadístico de captura (Stock Synthesis) de esta evaluación. Se observó que el parámetro de forma mostraba una tendencia a medida que se disponía de más datos sobre RMS, lo que respalda una función de producción asimétrica. Cabe señalar que estos modelos no incluyen error de proceso. Se exploraron las tendencias de los parámetros SPM usando modelos de producción Fox y generalizado (Pella y Tolimson) con el software ASPIC. En la **Tabla 9** se muestran las estimaciones de parámetros ( $K$ ,  $r$  y  $B1/B_{RMS}$ ) y las cantidades derivadas para cada uno de los tres modelos de producción excedente. Los modelos generalizado y Fox produjeron estimaciones idénticas, mientras que el modelo logístico varió ligeramente, aunque límites de confianza del 80% se superpusieron en los diferentes modelos. En la **Figura 20** se muestra la tendencia en las estimaciones del parámetro SPM cuando se retiró un año de datos cada vez entre 2009 y el 2015. Los modelos generalizado y Fox predijeron otra vez parámetros similares para todos los años, mientras que el modelo logístico estimó diferentes parámetros de forma continua para 2009-2015. Entre 2009 y 2012 las estimaciones de  $K$  disminuyeron en las tres formulaciones de modelo mientras que las estimaciones de RMS se incrementaron, lo que sugiere un stock más productivo. Sin embargo esta tendencia cambió en 2012, y de 2012 a 2015 las estimaciones de  $K$  aumentaron mientras que las de RMS disminuyeron, lo que sugiere un stock menos productivo. Esta tendencia está probablemente asociada con un punto elevado en el índice de abundancia estandarizada en 2012. Sin embargo, todas las formulaciones SPM coincidieron en que en 2015, la biomasa del stock se situó por encima de  $B_{RMS}$ , y la mortalidad por pesca está por debajo de  $F_{RMS}$ .

#### 6.1.2 BSP2

El caso base del modelo, en el que se utilizó el índice de CPUE combinado, proporcionó estimaciones bastante precisas de los parámetros del modelo (**Tabla 10**) en comparación con los ensayos de sensibilidad que utilizaron todas las series de datos por separado (**Tabla 11**, véase **Apéndice 6**). Las medias y CV de  $r$  y  $K$  de los ensayos del modelo con todos los índices fueron bastante similares a los valores del diagnóstico del modelo pre datos post modelo (ensayo N5), que se ejecutó sin datos de CPUE. La mayor precisión de las estimaciones realizadas a partir del índice combinado se debió al hecho de que se tuvieran en cuenta algunas tendencias contradictorias de las series en el GLM que generó el índice combinado que utilizó datos operativos de las principales pesquerías de palangre en el norte. Por tanto, es probable que el índice combinado proporcione una medición más precisa de la tendencia en la abundancia.



Las estimaciones alternativas del error de observación y las diferentes distribuciones previas para  $r$  y  $K$  tuvieron solo un impacto modesto en las estimaciones de parámetros y del estado actual. La utilización de formas alternativas de la función de producción no cambió la trayectoria de la biomasa estimada, pero sí cambió los puntos de referencia (**Tabla 11, Figuras 21 y 22**). Por tanto, la mediana de biomasa actual se sitúa cerca de  $B_{RMS}$  en el caso base, que es un modelo Schaefer ( $B_{RMS}/K = 0,5$ ), pero la mediana de la biomasa actual se situaba por encima de  $B_{RMS}$  cuando se utilizaba la función de producción generalizada ( $B_{RMS}/K = 0,4$ ). Ambos modelos hallaron que la mediana de la  $F$  actual se situaba en torno a  $0,8F_{RMS}$ .

Para el caso base del modelo BSP2 para el Atlántico norte, el análisis retrospectivo mostraba que no había un patrón retrospectivo coherente (**Figura 23a**). Sin embargo, en ensayo retrospectivo que finalizaba en 2012, año en que la CPUE combinada era elevada (**Figura 5**) estimaba una biomasa de 2015 ligeramente superior que los ensayos con otros años finales. Debido a los valores más bajos del índice de CPUE después de 2012, los modelos cuyos datos finalizaban en 2014 o 2015 eran más pesimistas. Los bajos valores de la CPUE desde 2013 podrían explicar porque la evaluación actual hallaba que la población se encuentra en torno a la  $B_{RMS}$  a pesar de que la población se esté incrementando y que en la evaluación de 2013 se había estimado que se situaba cerca del nivel de  $B_{RMS}$ . El modelo de producción generalizado tampoco mostraba sesgo retrospectivo (**Figura 23b**).

### 6.1.3 Stock Shynthesis

Los resultados del modelo SS indicaban que el pez espada del norte no está sobrepescado y que no se está produciendo sobrepesca. En la **Figura 24** se muestran las estimaciones de  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$ . Los valores del año terminal (2015) y los intervalos de confianza del 95% aproximados para  $B/B_{RMS}$  fueron 1,13 (0,81-1,45) y para  $F/F_{RMS}$  fueron 0,75 (0,57-0,92). Las estimaciones de rendimiento total en RMS fueron 12.708 (12.175-13.240) t. Las estimaciones de mortalidad por pesca en RMS fueron 0,17 (0,14-0,21).

## 6.2 Pez espada del Atlántico sur

### 6.2.1 BSP2

El caso base, que excluía la serie temprana de Brasil, incluía Japón y dividía Japón y UE-España en periodos temprano y tardío, estimaba que la población se mantuvo en un nivel alto en torno a 1990 y después descendía rápidamente a medida que se incrementaban las capturas (**Figuras 25 y 26**). La biomasa actual se situaba por debajo de  $B_{RMS}$  y la  $F$  se situaba por encima de  $F_{RMS}$  (**Tabla 12**). Los análisis de sensibilidad variaron enormemente dependiendo de qué series de CPUE se incluían y de cómo se dividían en bloques de tiempo (**Tabla 13**). Los ensayos que incluían la serie muy variable de Brasil en los primeros años estimaban muy pocos cambios en la biomasa durante la serie temporal. Los ensayos que no dividían la serie UE-España o que incluían Taipei Chino mostraban cierto descenso, pero no tanto como el caso base. Los cambios en las especificaciones del error de observación o la utilización de diferentes distribuciones previas tuvieron un efecto menor que la elección de los índices. La utilización de un modelo generalizado en lugar del modelo de Schaefer no cambió la tendencia de la biomasa, pero cambió los puntos de referencia, de tal modo que la biomasa actual se situaba en un nivel más cercano al nivel de  $B_{RMS}$ .

Un análisis retrospectivo en el ensayo del caso base halló que no había ninguna tendencia coherente en las funciones de producción estimadas o en las estimaciones de la biomasa (**Figura 27**). Sin embargo, cuando los datos finalizaban en 2011, el modelo era más pesimista en lo que concierne al estado actual.

### 6.2.2 JABBA

Para el Atlántico sur, todos los escenarios de JABBA eran capaces de converger adecuadamente, con arreglo a la prueba de diagnóstico de Gelman y Rubin (1992) y Heidelberger y Welch (1983) y el comportamiento estacionario satisfactorio de las cadenas MCMC.

El ajuste inicial al escenario 1 proporcionó evidencias de que la CPUE histórica de Brasil muy ruidosa ocultaba las señales de abundancia de los otros índices de CPUE, lo que dio lugar a un ajuste general mediocre asociado con un error cuadrático medio residual bastante elevado de 30,8% (**Figura 28**). La exclusión de la CPUE histórica de Brasil en el escenario 2 mejoró ligeramente el ajuste (RMSE = 24,1%), pero reveló importantes conflictos en los datos de la CPUE estandarizada de Japón (1990-2015) y España (1989-2016). El escenario del caso base (escenario 3), que incluye los dos puntos de cambio en los coeficientes de capturabilidad (bloques de tiempo) dentro de la serie de CPUE de UE-España y de Japón, mejoró sustancialmente el patrón residual (RMSE = 19%) y también produjo una sensible mejora de DIC = 169,7 con respecto al escenario 2 con un DIC = 182,3, a pesar de

añadir grados adicionales de libertad ( $df = 4$ ). Al añadir la CPUE de Taipei Chino en el ensayo de sensibilidad adicional (escenario 4) no indicaba ningún conflicto de datos con el caso base y mostraba un ajuste similar en términos de  $RMSE = 19,9\%$  (**Figura 28**). Las versiones del modelo Schaefer y Fox no mostraban ninguna diferencia discernible en el diagnóstico de ajuste. Los ensayos de sensibilidad (**Tabla 8**) mostraban que la exclusión de la CPUE española tenía el efecto más fuerte en los resultados relacionados con el estado del stock de todas las series de CPUE relacionados con el caso base (**Figura 29**). Las tendencias del caso base del modelo final JABBA Schaefer se presentan en la **Figura 30**.

En la **Tabla 14** se proporcionan las estimaciones de merma del stock ( $B/K$ ) y del estado del stock ( $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$ ) para los escenarios del caso base Schaefer y Fox, junto con las estimaciones de parámetros del modelo. Los modelos de Schaefer y Fox estimaban que las capturas de pez espada del Atlántico sur se han mantenido por debajo de la producción excedente prevista del stock desde 2010 (**Figura 29**), lo que concuerda con la recuperación prevista de biomasa en este período (**Figura 30**). Para el año final de la evaluación 2015, los modelos de Schaefer y Fox estimaron de forma constante que la merma de la biomasa se situaba justo por debajo de  $B_{RMS}$ , mientras que la mortalidad por pesca se estimaba en niveles cercanos a  $F_{RMS}$  (**Tabla 15; Figura 31**). Por tanto, los resultados JABBA para el escenario del caso base se asemejan en gran medida a los resultados BSP2 para el Atlántico sur.

### 6.3 Síntesis de los resultados de la evaluación

Se han realizado considerables progresos desde la última evaluación de pez espada del Atlántico en la integración de nuevas fuentes de datos, en particular información sobre biología y tallas para el Atlántico norte utilizando modelos SS integrados. A continuación se resumen los resultados específicos para cada stock de pez espada.

#### *Atlántico norte*

Para el Atlántico norte, el caso base del modelo final BSP2 estimó que la biomasa actual ( $B_{2015}$ ) se situaba cerca del nivel de  $B_{RMS}$  (mediana = 0,99, IC del 95% = 0,77-1,24) y que la  $F$  actual ( $F_{2015}$ ) era menor que  $F_{RMS}$  (mediana = 0,81, IC del 95% = 0,61-1,10). El caso base del modelo final SS estimó que  $B_{2015}$  se situaba por encima de  $B_{RMS}$  (mediana = 1,13, IC 95% = 0,81-1,45) y que  $F_{2015}$  era inferior a  $F_{RMS}$  (mediana = 0,75, IC del 95% = 0,57-0,92).

Ambos modelos coincidían en que no se está produciendo sobrepesca y en que la biomasa está en un nivel superior o muy cercano al nivel de  $B_{RMS}$ . Los resultados obtenidos en esta evaluación no son totalmente comparables con los obtenidos en la última evaluación (2013) debido a la incorporación de más fuentes de datos y de información actualizada. Se observó que las capturas en los últimos años se han situado por debajo de los TAC adoptados por la Comisión. También cabe destacar especialmente que la serie de CPUE ha disminuido desde 2012 haciendo que las tendencias de la biomasa se desplacen a niveles más bajos que los de la evaluación de 2013. Esto también se constató en el ensayo de continuidad ASPIC con datos de captura y series de CPUE actualizadas.

El Grupo convino en que esta evaluación supone una mejora notable en nuestros conocimientos del estado actual del stock de pez espada del Atlántico norte, utilizando información actualizada e integrando nuevas fuentes de datos. Por lo tanto, el Grupo acordó que el asesoramiento de ordenación, lo que incluye el estado del stock y las proyecciones, debería basarse en BSP2 y SS.

#### *Atlántico sur*

Para el Atlántico sur, el caso de base del modelo final BSP2 estimó que la biomasa actual ( $B_{2015}$ ) se situaba por debajo del nivel de  $B_{RMS}$  (mediana = 0,64, IC del 95% = 0,43-1,00) y que  $F$  actual ( $F_{2015}$ ) se situaba por encima de  $F_{RMS}$  (mediana = 1,15; IC 95% = 0,61-1,82). El caso base del modelo final JABBA estimó que  $B_{2015}$  se situaba por debajo del nivel de  $B_{RMS}$  (0,72, IC del 95% = 0,53-1,01) y que  $F_{2015}$  estaba muy cerca de  $F_{RMS}$  (0,98; 0,70-1,36).

Ambos modelos convinieron en que la biomasa del stock de pez espada del sur está sobrepescada, y en que se está produciendo sobrepesca o el nivel actual de  $F$  está muy cerca de  $F_{RMS}$ . Los resultados obtenidos en esta evaluación no son comparables con los obtenidos en la última evaluación (2013) debido al uso de CPUE individuales frente al uso de una única CPUE combinada en los índices en la evaluación anterior. En la evaluación de 2013 también hubo una distribución previa informativa para  $K$  basada en valores del Atlántico norte, que no estaba en la actual evaluación.

El Grupo convino en que esta evaluación representa una mejora en la comprensión del estado actual del stock de pez espada del Atlántico sur con información actualizada, CPUE individuales e integración del conocimiento biológico previo. El Grupo también acordó que podría utilizarse cualquiera de los modelos (BSP2 o JABBA) para

el asesoramiento de ordenación, pero que, teniendo en cuenta que ambos son muy similares en estructura y uso de información, debería utilizarse solo uno. Dado que JABBA está escrito en software de fuente abierta con más capacidades para futuras evoluciones, el Grupo acordó que el asesoramiento de ordenación, lo que incluye el estado del stock y las proyecciones, debería basarse en el modelo JABBA.

## 7. Proyecciones

### 7.1 Pez Espada del Atlántico norte

#### 7.2.1 BSP2

Solo se realizaron proyecciones para el caso base del modelo final. Dado que las proyecciones incorporaron el error de proceso, las trayectorias predichas son variables. Por tanto, son más realistas en lo que concierne a la incertidumbre futura del estado del stock. Aunque se estimó que el RMS se situaba en torno a 13.400 t, teniendo en cuenta el error de proceso, se prevé que solo capturas de hasta 13.200 t permitirán a la población mantenerse en el nivel de  $B_{RMS}$  o por encima de dicho nivel durante el periodo de la proyección (**Figura 32**). Capturas del nivel actual o inferiores (11.000 t) tienen una mayor probabilidad de que el stock se mantenga en el cuadrante verde del diagrama de Kobe (**Tabla 16**).

#### 7.1.2 SS

En la **Figura 33** se muestran proyecciones del estado del stock con varios niveles de captura futura. Dado que el estado actual del stock se halla muy cerca de los niveles de referencia de RMS, se ha proyectado que valores de captura por debajo del RMS mantendrán la biomasa por encima de  $B_{RMS}$  durante el periodo de tiempo de la proyección, mientras que se prevé que unas capturas por encima del nivel de RMS reducirían la biomasa futura.

### 7.2 Pez espada del Atlántico sur

#### 7.2.2 BSP2

Solo se realizaron proyecciones para el caso base del modelo final. La mediana de RMS se situó en torno a 14.400 t. Sin embargo, dado que la población se halla actualmente mermada hasta una mediana de  $B/B_{RMS}$  de 0,7, las capturas tendrían que reducirse por debajo de 12.000 t aproximadamente para conseguir la recuperación de la población (**Figura 34**).

#### 7.2.2 JABBA

Las proyecciones se realizaron únicamente con el escenario del caso base del modelo final JABBA Schaefer. Aunque la mediana de RMS se situó en torno a 14.600 t, el nivel de 2015 de merma de la biomasa en  $B/B_{RMS} = 0,72$  requeriría que las capturas se sitúen en o por debajo de 14.000 t para que la población se recupere hasta niveles de biomasa que puedan producir el RMS antes del final del periodo de la proyección, en 2030 (**Figura 35**). Sin embargo, el Grupo constató que las proyecciones a tan largo plazo conllevan un alto grado de incertidumbre. Dado que el caso base del modelo JABBA se utiliza para el asesoramiento de ordenación en el Atlántico sur, las matrices de estrategia de Kobe se presentan en las **Tablas 17 a 19**.

## 8. Puntos de referencia límite

El documento SCRS/2017/143 utilizaba un enfoque matemático para estimar la inclinación basado en los datos del ciclo vital y posteriormente usaba dicha información a la hora de evaluar la resiliencia en el momento de recuperación hasta los puntos de referencia límite y objetivo para el stocks del Atlántico norte. El modelo matemático para evaluar el riesgo para la pesquería y el stock demostró que aunque  $0,4SSB_{RMS}$  podría ser un buen punto de referencia para un límite de biomasa, produce un gran error tipo II (es decir, no protege al stock cuando es necesario durante el 80% del tiempo). Si este riesgo se reduce, aumenta el riesgo de una pérdida en el rendimiento cuando no es requerido. Por tanto, la acción resultante tendería a sobreproteger el recurso y penalizaría a las pesquerías o viceversa. Por ello, se sugirió un límite conservador de aproximadamente  $0,6SSB_{RMS}$  para el stock de pez espada del Atlántico norte, para equilibrar el riesgo entre el recurso y la pesquería.

El grupo discutió estos resultados e indicó que dependía de los fuertes supuestos sobre los conocimientos acerca de la supervivencia larvaria. Será necesario realizar más trabajos para incorporar las estimaciones de incertidumbre sobre los parámetros biológicos (por ejemplo, madurez por edad, fecundidad por edad, calidad de la fecundidad por unidad de kg de las hembras y parámetros de las primeras fases del ciclo vital como el crecimiento y supervivencia de las larvas). El Grupo observó que la estimación de la inclinación en este estudio es coherente con la obtenida con Stock Synthesis para el stock septentrional.

En 2016 la Comisión llegó a un acuerdo sobre una hoja de ruta para completar una MSE en apoyo de la adopción de una norma de control de la captura para el pez espada del Atlántico norte. Durante esta reunión, el Presidente del SCRS resumió las implicaciones del calendario descrito en la hoja de ruta. Esta hoja de ruta establece que el proceso para desarrollar la MSE debe iniciarse en serio en 2017 y estar finalizado antes de 2019 para la posible adopción de una norma de control de la captura por parte de la Comisión.

El Grupo de trabajo permanente dedicado al diálogo entre los gestores y científicos pesqueros (SWGSM) se reunió la semana anterior a la reunión de evaluación de pez espada y consideró brevemente la MSE del pez espada durante sus discusiones. El SWGSM respaldó la idea de que el SCRS debería usar las orientaciones proporcionadas para el atún blanco del norte con el fin de avanzar en la MSE para el pez espada del Atlántico norte.

- El objetivo de encontrarse en el cuadrante verde del diagrama de Kobe ( $B > B_{RMS}$  y  $F < F_{RMS}$ ) con al menos un 60% de probabilidades.
- Utilizar los indicadores de desempeño de la MSE del atún blanco del Atlántico norte.
- Utilizar los tipos de HCR probados en la MSE del atún blanco del Atlántico norte.

Se señaló que el trabajo sobre la MSE del pez espada está menos avanzado que el del atún blanco y el atún rojo y que, por lo tanto, será difícil acatar el calendario adoptado por la Comisión. Hasta la fecha, ningún estudio sobre pez espada ha finalizado una "MSE completa", lo que incluye:

- un proceso de consulta estructurado con los gestores acerca de objetivos, indicadores de desempeño y normas de control de la captura posibles,
- el desarrollo de un amplio conjunto de hipótesis sobre modelos operativos en el que se implique directamente el grupo de especies de pez espada y una forma acordada de rechazar y ponderar las hipótesis sobre modelos operativos,
- un modelo de error de observación que pueda imitar los tipos de datos y su estructura de error, para incluirlos en el procedimiento de ordenación,
- identificación de posibles procedimientos de ordenación,
- La prueba de los procedimientos de ordenación con el circuito de feedback completo, incluida la incertidumbre en cuanto a la implementación.

Sin embargo, se han completado los elementos para aportar información a un proceso de MSE. Por ejemplo, Tserpes *et al.* (2009) desarrollaron un modelo operativo para el pez espada del Mediterráneo que utilizaron para probar la eficacia de las vedas estacionales y los constantes esfuerzos de control, sin embargo, los modelos de error se limitaban a generar un reclutamiento estocástico y desembarques estocásticos en el futuro y no incluían una prueba adecuada de un procedimiento de ordenación. Kell L., *et al.* (2012) desarrollaron una MSE preliminar que contenía la mayoría de los elementos citados más arriba excepto las consultas con los gestores y el Grupo de especies. No obstante, los autores completaron simulaciones de MSE con circuitos de feedback completos y la prueba de un conjunto reducido de normas de control de la captura. En esta investigación, el modelo operativo estaba supeditado a una evaluación basada en la edad (es decir, Adapt VPA) y el procedimiento de ordenación se basaba en una evaluación de stock de dinámica de biomasa con una norma de control de la captura basada en "palo de hockey" con puntos de referencia límite y objetivo. Las normas de control de la captura probadas se desarrollaron en consultas con el WGSAM y el procedimiento de ordenación incluía un modelo de producción. Los autores reconocieron que el estudio estaba pensado para demostrar la utilidad de la MSE y no para proporcionar asesoramiento acerca del pez espada del norte. Se utilizó el mismo marco de software que el utilizado para llevar a cabo la MSE del atún blanco del norte (Kimoto e Itoh, 2017).

Para el pez espada del Atlántico norte, Schirripa (Anon in press a) utilizó dos modelos operativos alternativos, uno basado en un modelo de producción de Fox y el otro en un modelo de producción de Schaefer para evaluar la eficacia de utilizar dos puntos de referencia objetivo alternativos. La simulación asumía que los TAC se implementaban sin error en el supuesto de que el estado del stock futuro se conocía sin error.

Schirripa (2016) utilizó también un enfoque similar al de Schirripa (2017a) para evaluar cómo habrían funcionado en el pasado dos HCR alternativas si se hubieran aplicado para determinar los TAC e implementado por primera vez durante los años en los que ICCAT había realizado evaluaciones (1991, 1996, 1999, 2003, 2006 y 2009). Estas simulaciones incorporan una evaluación basada en un modelo de producción y, por tanto, contienen algunos de los elementos de una MSE, incluida una HCR.

Se indicó que el modelo SS desarrollado (Schirripa, 2017b y 2017c) para la evaluación de 2017 podría ser considerado en el futuro la base para el desarrollo de un modelo operativo futuro para la MSE del pez espada del Atlántico norte.

El Grupo reconoció que presentar los resultados de la MSE para el pez espada del Atlántico norte en los plazos acordados por la Comisión será muy difícil y requerirá tiempo y recursos de los que no dispone actualmente el SCRS. El Grupo acordó que el SCRS debería desarrollar y presentar a la Comisión una propuesta detallada para un plan de investigación que respalde el calendario acordado de MSE para el pez espada del Atlántico norte, incluyendo los costos. Idealmente dicha propuesta integraría la necesidad de llevar a cabo una MSE para los túnidos tropicales, porque es probable que muchos científicos de las CPC tengan que participar en ambas, y debería basarse en la experiencia de la MSE de atún blanco. El grupo también recomendó que la financiación de este trabajo debería ser adicional al fondo de investigación estratégica propuesta para el SCRS.

Cualquier trabajo sobre MSE para el pez espada del Atlántico norte será útil para la MSE futura del pez espada del Mediterráneo.

## **9. Recomendaciones y plan de trabajo**

### **9.1. Recomendaciones sobre investigación y estadísticas**

- Índice de CPUE para el sur: Dado que se han observado tendencias contradictorias continuadas entre los índices de CPUE del Atlántico sur, el Grupo recomendó considerar un índice de CPUE conjunto con datos brutos, similar al que se obtuvo para el Atlántico norte.
- Provisión de CPUE: El Grupo reitera que todas las CPC con pesquerías importantes de pez espada del norte y/o del sur deberían proporcionar índices de CPUE estandarizados. Esto debería hacerse siguiendo las directrices desarrolladas por el WGSAM.
- Presentación de datos: El grupo reitera que las CPC deberían cumplir todos los aspectos de sus obligaciones de comunicación de datos, lo que incluye la comunicación de estimaciones de descartes muertos y, cuando sea posible, de liberaciones vivas.
- Estimación de descartes muertos: El Grupo recomendó que, hasta que las CPC cumplan totalmente sus obligaciones de informar de los descartes muertos, se explore el uso de datos de observadores a modo de herramienta para estimar los descartes muertos como una proporción de la captura total desembarcada.
- Estandarización de CPUE: El WGSAM proporcionará directrices sobre cómo y cuándo incluir interacciones entre año y otros factores en la estandarización de la CPUE, así como sobre el modo de tener en cuenta los efectos de la estrategia de pesca en función de la especie objetivo (por ejemplo, ratios de captura, agregación de la composición de la captura y otras alternativas). Solicitar orientaciones sobre cómo interpretar medidas de varianza asociadas con el índice en presencia de diferentes estructuras del modelo, especialmente en el contexto del uso de estas medidas de varianzas en el proceso de modelación de la población (por ejemplo, en la ponderación de diferentes CPUE).
- Calendario de la MSE: El Grupo recomendó que el SCRS desarrolle y presente a la Comisión una propuesta detallada para respaldar el calendario MSE acordado para el pez espada del Atlántico norte, incluyendo los costes. El Grupo manifestó su inquietud con respecto al calendario existente para facilitar la MSE a la Comisión. Esta inquietud debería aparecer reflejada en la propuesta. Idealmente dicha propuesta integraría la necesidad de llevar a cabo una MSE para los túnidos tropicales, porque es probable que muchos científicos de las CPC tengan que participar en ambas, y debería basarse en la experiencia de la MSE de atún blanco.

- Financiación de la MSE: Presentar los resultados de la MSE para el pez espada del Atlántico norte en los plazos acordados por la Comisión será muy difícil y requerirá tiempo y recursos de los que no dispone actualmente el SCRS. El Grupo también recomendó que la financiación de este trabajo debería ser adicional al fondo de investigación estratégica propuesta para el SCRS.
- Validación de las predicciones del modelo mediante verificaciones cruzadas: Las predicciones del modelo deberían compararse con las observaciones en vez de con cantidades como F y SSB que no pueden observarse, sino se corre el riesgo de escoger soluciones de modelo de forma subjetiva. Si los datos (por ejemplo, CPUE y capturas) se consideran representativos de la dinámica del stock, pueden usarse como una medida de validación independiente del modelo. Se recomienda que el WGSAM utilice la evaluación de pez espada del Atlántico norte para explorar la utilización de la validación cruzada de datos predichos para la validación del modelo. Esto puede utilizarse para ponderar o seleccionar escenarios del modelo operativo en una MSE.

## **9.2. Recomendaciones sobre ordenación**

### ***Atlántico norte***

Se determinó que capturas futuras de 12.900 t o superiores producirían probablemente un descenso en la biomasa. El Grupo acordó revisar esta estimación cuando se haya producido una matriz de Kobe combinada.

### ***Atlántico sur***

El nivel de capturas actual (10,058 t) recuperará al stock hasta alcanzar los objetivos del Convenio desde ahora hasta 2020. Capturas de 13.000 t generarían una probabilidad del 60% de que el stock se sitúe en el cuadrante verde del diagrama de Kobe desde ahora hasta 2024. El TAC no debería superar las 13.000 t.

## **10. Otros asuntos**

La presentación SCRS/P/2017/026 analizaba la mortalidad por enganche en la virada del pez espada capturado por palangreros en el Atlántico sudoccidental. Los datos fueron reunidos por el Programa nacional de observadores de Uruguay (PNOFA) a bordo de las flotas uruguaya y japonesa. Esta última operó dentro de la ZEE uruguaya con una licencia de pesca experimental o bajo un acuerdo de leasing. Los resultados muestran que la mortalidad global del pez espada fue del 71,5%; para los ejemplares de 125 cm o menos fue del 78,4% y para los ejemplares de 119 cm o menos fue de 79,9%. Se descubrió que la mortalidad estaba relacionada con la talla y con la temperatura de la superficie del mar. Los ejemplares más pequeños tienen mayores probabilidades de morir en la virada así como los ejemplares capturados en aguas más cálidas. Estas estimaciones de mortalidad no son tan elevadas como las presentadas por Coelho y Muñoz-Lechuga (2017) lo que podría deberse a diferencias en las zonas de operaciones, produciéndose estas últimas en aguas más cálidas y en ejemplares más pequeños. Sin embargo, los resultados plantean la cuestión de si las tallas mínimas de retención actualmente vigentes en ICCAT son eficaces si el principal objetivo es proteger al pez espada juvenil.

El Grupo observó que, aunque la medida de ordenación podría no ser efectiva debido a las altas tasas de mortalidad observadas, podría estar funcionando de otras maneras, como instando a los buques a evitar zonas de gran concentración de juveniles. Sabiendo esto, es importante identificar zonas con elevada concentración de juveniles. Este estudio requeriría el uso de datos de observadores de diversas CPC, así como de los datos oficiales existentes de ICCAT. También debe evaluarse el alcance de los descartes entre los países, ya que no todas las operaciones de pesca son las mismas. Se sugirió que incluir factores adicionales como el tiempo de inmersión y el tipo de anzuelo y la profundidad mejorarán también los conocimientos en cuanto a mortalidad.

## **11. Adopción del informe y clausura**

El informe fue adoptado por el Grupo y la reunión fue clausurada.

## Referencias

- Anonymous. (in press a). Report of the 2017 ICCAT Swordfish Data Preparatory Meeting (*Madrid, Spain 3-7 April, 2017*). SCRS/2017/003: 63 p.
- Anonymous. (in press b). Report of the 2017 ICCAT Shortfin Mako Assessment Meeting (*Madrid, Spain 12-16 June 2017*). SCRS/2017/002: 64 p.
- Anonymous. 2016. 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting (*Tenerife, Spain –March 23 to 27, 2015*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 72 (4): 793-865.
- Anonymous. 2017a. Report of the 2017 ICCAT Albacore Species Group Intersessional Meeting (including Assessment of Mediterranean Albacore) (*Madrid, Spain 5-9 June, 2017*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74 (2): 508-583.
- Anonymous. 2017b. Report of the 2016 ICCAT Yellowfin Tuna Data Preparatory Meeting (*San Sebastián, Spain - March 7 to 11, 2016*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 73 (1):1-75.
- Coelho R., Muñoz-Lechuga R. 2017. Hooking mortality of swordfish in pelagic longlines: comments on the efficiency of the minimum retention size currently in place in ICCAT. ICCAT paper SCRS/2017/052.
- Froese, R., Demirel, N., Coro, G., Kleisner, K.M., and Winker, H. 2016. Estimating fisheries reference points from catch and resilience. *Fish* 83: 506–526, doi:10.1111/faf.12190.
- García-Cortés B., Mejuto J., de la Serna J.M., and Ramos-Cartelle A. 2010. A summary on the activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) during the years 2006-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65 (1):135-146.
- Gelman, A. and Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. *Statistical Science* 7: 457-472.
- Heidelberger, P. and Welch, P.D. 1983. Simulation Run Length Control in the Presence of an Initial Transient.
- Kell, L.T., De Bruyn, P., Mosqueira, I., and Magnusson, A. 2012. An evaluation of the performance of the Kobe strategy matrix: an example based upon a biomass dynamic assessment model. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68 (3):1018-102.
- Kimoto A., and Itoh T. 2017. The standardized bluefin CPUE of Japanese longline fishery in the Atlantic up to 2017 fishing year. ICCAT paper SCRS/2017/025.
- McAllister M.K. 2014. A generalized Bayesian Surplus Production stock assessment software (BSP2). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70 (4):1725-1757.
- Meyer, R., and Millar, R.B. 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 56: 1078–1087.
- Schirripa M. 2016. Building a management strategy evaluation for northern swordfish: part 1. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 72(8): 2031-2041.
- Schirripa M. 2017a. Simulation of Harvest Control Rules for North Atlantic swordfish utilizing a historic perspective. ICCAT presentation SCRS/P/2017/006.
- Schirripa M. 2017b. North Atlantic Swordfish Stock Synthesis configuration v1.0. ICCAT presentation SCRS/P/2017/007.
- Thorson, J.T., Cope, J.M., Branch, T.A., and Jensen, O.P. 2012. Spawning biomass reference points for exploited marine fishes, incorporating taxonomic and body size information. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 69(9): 1556–1568. NRC Research Press. doi:10.1139/f2012-077.

- Tserpes, G., E. Tzanatos, P. Peristeraki, V. Placenti, and L. T. Kell. 2009. A bio-economic evaluation of different management measures for the Mediterranean swordfish. *Fisheries Research* 96: 160-166.
- Winker H, Carvalho F., Sharma R., Parker D., and Kerwath S. 2017. Initial stock assessment results for the North and South Atlantic shortfin mako (*Isurus oxyrinchus*) using a Bayesian Surplus Production Model and the Catch-Resilience method CMSY. ICCAT paper SCRS/2017/135.



## TABLEAUX

- Tableau 1.** Prises estimées (t) d'espadon (*Xiphias gladius*) par zone, engin et pavillon.
- Tableau 2.** Matrice de prise par taille du stock d'espadon de l'Atlantique Nord (*Xiphias gladius*).
- Tableau 3.** Matrice de prise par taille du stock d'espadon de l'Atlantique Sud (*Xiphias gladius*).
- Tableau 4.** Indices standardisés de CPUE de l'espadon retenus aux fins de leur examen dans l'évaluation du stock de l'Atlantique Nord.
- Tableau 5.** Indices standardisés de CPUE de l'espadon retenus aux fins de leur examen dans l'évaluation du stock de l'Atlantique Sud.
- Tableau 6.** Scénarios du modèle BSP2 dans l'Atlantique Nord. \* fait référence au cas de base.
- Tableau 7.** Scénarios du modèle BSP2 dans l'Atlantique Sud. \* fait référence au cas de base.
- Tableau 8.** Résumé des scénarios de sensibilité de JABBA pour plusieurs combinaisons d'indices de CPUE pour l'espadon de l'Atlantique Sud.
- Tableau 9.** Estimations des paramètres du modèle de production excédentaire (ASPIC) pour la prise de 1963-2015 et pour les données de CPUE (indice de biomasse combiné) pour différents postulats concernant la fonction sous-jacente du modèle excédentaire.
- Tableau 10.** Récapitulatif des statistiques du cas de base final du modèle BSP2 de l'Atlantique Nord.
- Tableau 11.** Moyennes et CV de BSP2 (entre parenthèses) pour les analyses de sensibilité de l'Atlantique Nord (le modèle n°8 n'a pas convergé). \*Fait référence au cas de base final.
- Tableau 12.** Récapitulatif des statistiques du cas de base final du modèle BSP2 de l'Atlantique Sud.
- Tableau 13.** Moyennes et CV de BSP2 (entre parenthèses) pour les analyses de sensibilité de l'Atlantique Sud. \*Fait référence au cas de base final.
- Tableau 14.** Résumé des estimations postérieures (médianes) et intervalles de confiance de 95% de type bayésien des paramètres provenant des ajustements du scénario du cas de base JABBA aux séries de capture et de CPUE de l'espadon de l'Atlantique Sud (1950-2015). \*La formulation Schaefer est utilisée comme case de base final du modèle.
- Tableau 15.** Estimations de JABBA de  $F/F_{PME}$  et  $B/B_{PME}$  (1950-2015) pour le scénario retenu comme cas de base du modèle Schaefer pour l'espadon de l'Atlantique Sud.
- Tableau 16.** Probabilités du modèle Schaefer BSP2 pour l'Atlantique Nord.
- Tableau 17.** Projection estimée des probabilités (%) que la mortalité par pêche soit inférieure à  $F_{PME}$  ( $F > F_{PME}$ ) pour l'espadon de l'Atlantique Sud à partir du scénario utilisé comme cas de base du modèle JABBA Schaefer. Les projections ont été réalisées au moyen du scénario utilisé comme cas de base du modèle JABBA Schaefer pour la période 2016-2030 avec une gamme de TAC fixes (10.000 - 16.000 t).
- Tableau 18.** Projection estimée des probabilités (%) que la biomasse soit supérieure  $B_{PME}$  ( $B > B_{PME}$ ) pour l'espadon de l'Atlantique Sud à partir du scénario utilisé comme cas de base du modèle JABBA Schaefer.
- Tableau 19.** Projection estimée des probabilités (%) que la mortalité par pêche soit inférieure à  $F_{PME}$  ( $F > F_{PME}$ ) et que la biomasse soit supérieure  $B_{PME}$  ( $B > B_{PME}$ ) pour l'espadon de l'Atlantique Sud. Les projections ont été réalisées au moyen du scénario utilisé comme cas de base du modèle JABBA Schaefer pour la période 2016-2030 avec une gamme de TAC fixes (4.000 - 16.000 t).

## TABLAS

**Tabla 1.** Capturas estimadas (t) de pez espada (*Xiphias gladius*) por área, arte y pabellón.

**Tabla 2.** Matriz de captura por talla para el stock de pez espada del Atlántico norte (*Xiphias gladius*).

**Tabla 3.** Matriz de captura por talla para el stock de pez espada del Atlántico sur (*Xiphias gladius*).

**Tabla 4.** Índices de CPUE del pez espada estandarizados y seleccionados para su consideración en la evaluación de pez espada del Atlántico norte.

**Tabla 5.** Índices de CPUE del pez espada estandarizados y seleccionados para su consideración en la evaluación de pez espada del Atlántico sur.

**Tabla 6.** Ensayos del modelo BSP2 en el Atlántico norte. \* indica el caso base

**Tabla 7.** Ensayos del modelo BSP2 en el Atlántico sur. \* indica el caso base

**Tabla 8.** Resumen de los ensayos de sensibilidad de JABBA para varias combinaciones de índices de CPUE del pez espada para el Atlántico sur.

**Tabla 9.** Estimaciones de parámetros del modelo de producción excedente (ASPIC) para la captura de 1963-2015 y datos de CPUE (índice de biomasa combinado) para diferentes supuestos sobre la función subyacente del modelo excedente.

**Tabla 10.** Estadísticas resumidas para el caso base final del modelo BSP2 para el Atlántico norte.

**Tabla 11.** Medias y CV (entre paréntesis) de BSP2 para los análisis de sensibilidad en el Atlántico norte (el modelo N8 no convergió). \* indica el caso base final

**Tabla 12.** Estadísticas resumidas para el caso base final del modelo BSP2 para el Atlántico sur.

**Tabla 13.** Medias y CV (entre paréntesis) de BSP2 para los análisis de sensibilidad en el Atlántico sur. \* indica el caso base final

**Tabla 14.** Resumen de las estimaciones posteriores (medianas) e intervalos de credibilidad bayesianos del 95% (CI) de los parámetros de los ajustes del escenario del caso base de JABBA a las series de captura y de CPUE del pez espada del Atlántico sur (1950-2015). \*La formulación Schaefer se utiliza como caso base final del modelo.

**Tabla 15.** Estimaciones de JABBA de  $F/F_{RMS}$  y  $B/B_{RMS}$  (1950-2015) para el ensayo elegido como caso base Schaefer para el pez espada del Atlántico sur.

**Tabla 16.** Probabilidades para el modelo Schaefer BSP2 para el Atlántico norte.

**Tabla 17.** Proyección estimada de la probabilidad (%) de que la mortalidad por pesca se encuentre por debajo de  $F_{RMS}$  ( $F < F_{RMS}$ ) para el pez espada del Atlántico sur a partir del ensayo utilizado como caso base en el modelo JABBA Schaefer. Las proyecciones se realizaron usando el ensayo utilizado como caso base del modelo JABBA Schaefer durante el periodo 2016-2030 con el rango de TAC fijados (10000-16000 t).

**Tabla 18.** Proyección estimada de la probabilidad (%) de que la biomasa se encuentre por encima de  $B_{RMS}$  ( $B > B_{RMS}$ ) para el pez espada del Atlántico sur a partir del ensayo utilizado como caso base en el modelo JABBA Schaefer.

**Tabla 19.** Proyección estimada de la probabilidad (%) de que la mortalidad por pesca se encuentre por debajo de  $F_{RMS}$  ( $F < F_{RMS}$ ) y la biomasa se encuentre por encima de  $B_{RMS}$  ( $B > B_{RMS}$ ) para el pez espada del Atlántico sur. Las proyecciones se realizaron usando el ensayo utilizado como caso base del modelo JABBA Schaefer durante el periodo 2016-2030 con el rango de TAC fijados (4000-16000 t).

## FIGURES

**Figure 1.** Prises d'espadon de l'Atlantique Nord et Sud (t) de tâche I par année.

**Figure 2.** Distribution géographique des prises cumulatives d'espadon (t) par engins principaux, pour la période 1950-2015.

**Figure 3.** Distribution géographique des prises cumulatives d'espadon (t) par engins principaux, présentée sur une échelle décennale pour la période 1950-2015.

**Figure 4.** Poids moyens d'espadon (kg) obtenus à partir des matrices de prise par taille pour les stocks de l'Atlantique Nord (panneau supérieur) et de l'Atlantique Sud (panneau inférieur).

**Figure 5.** Indices standardisés de CPUE de l'espadon retenus aux fins de leur examen dans l'évaluation du stock de l'Atlantique Nord.

**Figure 6.** Indice de biomasse combiné de CPUE standardisée de l'espadon de l'Atlantique Nord et intervalles de confiance de 95% utilisés dans les modèles de production. Le diagramme illustre la tendance de l'indice depuis 1990.

**Figure 7.** Indices standardisés de CPUE de l'espadon retenus aux fins de leur examen dans l'évaluation du stock de l'Atlantique Sud.

**Figure 8.** Données par type et année utilisées dans l'évaluation au moyen de SS.

**Figure 9.** CPUE de l'UE-Espagne sans modification de l'oscillation atlantique multidécennale (AMO) (en haut). Régression des valeurs résiduelles (au milieu). Ajustement à la CPUE avec l'AMO.

**Figure 10.** Sélectivité fondée sur l'âge calculée à partir de la sélectivité fondée sur la taille par flottille pour 2017.

**Figure 11.** Ajustement aux données de composition des tailles par flottille pour toutes les années confondues.

**Figure 12.** Fonction de stock-recrutement avec une inclinaison fixe (0,80) (en haut). Écarts estimés de recrutement (au milieu). Tendance estimée du recrutement avec des intervalles de confiance d'environ 95% (en bas).

**Figure 13.** Résultats de l'analyse rétrospective 1950-2017 (en haut) et 1997-2017 (en bas).

**Figure 14.** Tendance de SSB/SSBPME (en haut) et F/FPME (en bas) pour les trois valeurs de la pente examinées.

**Figure 15.** Tendances de la SSB lors de l'exclusion d'un indice de CPUE à la fois.

**Figure 16.** Variations attribuées dans la taille des échantillons des données de composition des longueurs (en haut) et tendances des résultats de la SSB (en bas).

**Figure 17.** Données d'entrée, ajustées et CV pour la repondération de la variance des séries temporelles de CPUE (à gauche) et tendance de la SSB (à droite) avec des ajustements (ligne rouge continue) et sans ajustement (pointillés en bleu).

**Figure 18.** Distribution préalable, probabilité maximale et valeurs des paramètres de départ pour le recrutement maximal (en haut) et la pente à l'origine de la relation stock-recrutement (en bas).

**Figure 19.** Comparaison des tendances de  $B/B_{PME}$  pour les cas de base ASPIC des évaluations du stock d'espadon de l'Atlantique Nord de 2009, 2013 et 2017.

**Figure 20.** Estimations rétrospectives des paramètres de SPM (ASPIC 7) pour la prise (1963-2015) et la CPUE (indice combiné de la biomasse de l'espadon du Nord) en postulant trois fonctions de production excédentaire : logistique (Schaefer), Fox et généralisée (Pella Tomlinson). L'axe X indique la dernière année des données de CPUE de capture.

**Figure 21.** Biomasse et taux de mortalité par pêche par rapport aux niveaux de PME, à partir de BSP2 pour l'espadon de l'Atlantique Nord pour (a) le case de base du modèle et (b) un modèle identique exception faite que  $B_{PME}/K$  était égal à 0,4.

**Figure 22.** Diagrammes de Kobe pour le cas de base (6) de l'espadon de l'Atlantique Nord et un modèle identique (10) exception faite que  $B_{PME}/K$  était égal à 0,4.

**Figure 23.** Analyse rétrospective de la production et la biomasse pour (a) le cas de base du modèle BSP2 de l'Atlantique Nord et (b) le modèle généralisé, montrant la médiane des courbes de production et la capture représentées graphiquement par rapport à la médiane de la biomasse de chaque année. Les couleurs indiquent la dernière année des données de CPUE utilisée dans l'ajustement.

**Figure 24.** Estimations de  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$  pour l'espadon de l'Atlantique Nord à partir du modèle SS.

**Figure 25.** Biomasse et taux de mortalité par pêche par rapport aux niveaux de PME, à partir de BSP2 pour l'espadon de l'Atlantique Sud pour (a) le cas de base du modèle et (b) un modèle identique exception faite que  $B_{PME}/K$  était égal à 0,4.

**Figure 26.** Diagrammes de Kobe pour le cas de base (10) de l'espadon de l'Atlantique Sud à partir de BSP2 et un modèle identique (13) exception faite que  $B_{PME}/K$  était égal à 0,4.

**Figure 27.** Diagramme rétrospectif du modèle BSP2 Schaefer de l'espadon de l'Atlantique Sud, montrant la médiane des courbes de production et la capture représentées graphiquement par rapport à la médiane de la biomasse de chaque année. Les couleurs indiquent la dernière année des données de CPUE utilisée dans l'ajustement.

**Figure 28.** Scénarios de sensibilité pour JABBA pour  $F/F_{PME}$  et  $B/B_{PME}$  (description présentée au **tableau 8** du présent rapport) par rapport au cas de base de Schaefer adopté comme cas de base pour l'espadon de l'Atlantique Sud. % indique RMSE des ajustements.

**Figure 29.** Estimations des courbes de production excédentaire et des trajectoires des prises en tant que fonction de la biomasse pour les modèles de Schaefer\* (à gauche) et de Fox (à droite) pour la période 1950-2015 pour le scénario retenu comme cas de base de l'évaluation JABBA du stock d'espadon de l'Atlantique Sud. Les estimations de la PME sont illustrées avec des intervalles de confiance de 95% (zone ombrée en gris). \*La formulation Schaefer est utilisée comme case de base final du modèle.

**Figure 30.** Tendances de  $F/F_{PME}$  et  $B/B_{PME}$  pour la période 1950-2015 pour le scénario du cas de base de l'évaluation du stock d'espadon de l'Atlantique Sud au moyen de modèles JABBA Schaefer\* (panneau supérieur) et Fox (panneau inférieur). \*La formulation Schaefer est utilisée comme case de base final du modèle. Le dégradé de gris indique des intervalles de confiance de 95%.

**Figure 31.** Diagrammes de Kobe pour les modèles JABBA Schaefer\* (à gauche) et Fox (à droite), illustrant les trajectoires estimées (1950-2015) de  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$  pour le cas de base de l'évaluation du stock d'espadon de l'Atlantique Sud. Les différents dégradés de gris illustrent les intervalles de confiance de 50, 80 et 95% pour les années finales de l'évaluation. \*La formulation Schaefer est utilisée comme case de base final du modèle. La proportion de points se situant dans chaque quadrant est indiquée dans la légende de la figure.

**Figure 32.** Projections de  $B/B_{PME}$  du cas de base de l'espadon de l'Atlantique Nord du modèle Schaefer BSP2, pour plusieurs niveaux de prise future.

**Figure 33.** Projections de  $B/B_{PME}$  de l'espadon de l'Atlantique Nord à partir du modèle SS pour plusieurs niveaux de prise future.

**Figure 34.** Projections de  $B/B_{PME}$  de l'espadon de l'Atlantique Sud à partir du modèle Schaefer BSP2, pour plusieurs niveaux de prise future.

**Figure 35.** Projections reposant sur le cas de base du modèle de Schaefer pour l'espadon de l'Atlantique Sud pour plusieurs niveaux de prise future. La prise initiale pour les années 2016-2017 avait été établie au niveau des déclarations préliminaires de captures totales de 2016 à hauteur de 10.056 tonnes. La ligne en pointillé correspond à  $B_{PME}$ .

## FIGURAS

**Figura 1.** Capturas de Tarea I de pez espada del Atlántico norte y sur (t) por año.

**Figura 2.** Distribución geográfica de la captura cumulativa de pez espada (t) por artes principales, para el periodo 1950-2015.

**Figura 3.** Distribución geográfica de la captura cumulativa de pez espada (t) por artes principales, mostrada por décadas para el periodo 1950-2015.

**Figura 4.** Pesos medios de pez espada (kg) obtenidos a partir de las matrices de captura por talla para los stocks del Atlántico norte (panel superior) y el sur (panel inferior).

**Figura 5.** Índices de CPUE del pez espada estandarizados y seleccionados para su consideración en la evaluación de pez espada del Atlántico norte.

**Figura 6.** Índice de biomasa combinado de CPUE estandarizada del pez espada para el Atlántico norte e intervalos de confianza del 95% utilizados en los modelos de producción. El diagrama incluido muestra la tendencia del índice desde 1990.

**Figura 7.** Índices de CPUE del pez espada estandarizados y seleccionados para su consideración en la evaluación de pez espada del Atlántico sur.

**Figura 8.** Datos por tipo y año usados en la evaluación utilizando SS.

**Figura 9.** CPUE española sin modificación de la AMO (arriba), regresión de valores residuales (medio) y ajuste a la CPUE con la AMO.

**Figura 10.** Selectividad basada en la edad derivada de la selectividad basada en la talla por flota para 2017.

**Figura 11.** Ajuste a los datos de composición por tallas por flota para todos los años combinados.

**Figura 12.** Función stock-reclutamiento con inclinación fija (0,80) (arriba), desviaciones del reclutamiento estimadas (medio), tendencia estimada en el reclutamiento con intervalos de confianza de aproximadamente el 95% (abajo).

**Figura 13.** Resultados de los análisis retrospectivos de 1950-2017 (arriba) y para 1997-2017 (abajo).

**Figura 14.** Tendencia en la SSB/SSB<sub>RMS</sub> (arriba) y en la F/F<sub>RMS</sub> (abajo) para los tres valores de la inclinación examinados.

**Figura 15.** Tendencias en la SSB al excluir un índice de CPUE cada vez.

**Figura 16.** Variaciones asignadas en el tamaño de la muestra efectivo de los datos de composición por tallas (arriba) y tendencias de los resultados en la SSB (abajo).

**Figura 17.** Datos de entrada, ajustados y CV para la reponderación de la varianza de la serie temporal de CPUE (izquierda) y tendencia en la SSB (derecha) con (línea roja continua) y sin (línea azul discontinua) ajustes.

**Figura 18.** Distribución previa, verosimilitud máxima y valores de los parámetros de inicio para el reclutamiento máximo (arriba) y la inclinación (abajo).

**Figura 19.** Comparación de las tendencias de B/BRMS para los casos base de ASPIC de las evaluaciones del stock de pez espada del Atlántico norte de 2009, 2013 y 2017.

**Figura 20.** Estimaciones retrospectivas de los parámetros de SPM (ASPIC 7) para la Captura (1963-2015) y la CPUE (índice de biomasa combinado N-SWO) asumiendo tres funciones de producción excedente: Logística (Schaefer), Fox y Generalizada (Pella Tomlinson). El eje X indica el último año de los datos de CPUE de la captura.

**Figura 21.** Biomasa y tasa de mortalidad por pesca relativas a los niveles de RMS, a partir de BSP2 para el pez espada del Atlántico norte para (a) caso base del modelo y (b) un modelo que era igual excepto en que B<sub>RMS</sub>/K era igual a 0,4.

**Figura 22.** Diagramas de Kobe para el caso base (6) del pez espada del Atlántico norte y un modelo (10) que era igual excepto en que B<sub>RMS</sub>/K era igual a 0,4.

**Figura 23.** Análisis retrospectivo del rendimiento y la biomasa para (a) el caso base del modelo BSP2 para el Atlántico norte y (b) el modelo generalizado, mostrando la mediana de las curvas de producción y la captura representada contra la mediana de la biomasa en cada año. Los colores indican el último año de datos de CPUE usado en el ajuste.

**Figura 24.** Estimaciones de  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  para el pez espada del Atlántico norte a partir del modelo SS.

**Figura 25.** Biomasa y tasa de mortalidad por pesca relativas a los niveles de RMS, a partir de BSP2 para el pez espada del Atlántico sur para (a) caso base del modelo y (b) un modelo que era igual excepto en que  $B_{RMS}/K$  era igual a 0,4.

**Figura 26.** Diagramas de Kobe a partir de BSP2 para el caso base (10) del pez espada del Atlántico sur y un modelo (13) que era igual excepto en que  $B_{RMS}/K$  era igual a 0,4.

**Figura 27.** Diagrama retrospectivo para el modelo Schaefer BSP2 del pez espada del Atlántico sur mostrando la mediana de las curvas de producción y la captura representadas contra la mediana de la biomasa en cada año. Los colores indican el último año de datos de CPUE usado en el ajuste.

**Figura 28.** Ensayos de sensibilidad para JABBA para  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  (descritos en la **Tabla 8** de este informe) respecto al caso base Schaefer adoptado caso base para el pez espada del Atlántico sur. % indica el RMSE de los ajustes.

**Figura 29.** Curvas de producción excedente y trayectorias de captura estimadas como una función de biomasa para los modelos Schaefer\* (izquierda) y Fox (derecha) durante el periodo 1950-2015 para el escenario elegido como caso base de la evaluación de stock con JABBA del pez espada del Atlántico sur. Las estimaciones de RMS se ilustran con intervalos de confianza del 95% (zonas sombreada en gris). \*La formulación Schaefer se utiliza como caso base final del modelo.

**Figura 30.** Tendencias de  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  para el periodo 1950-2015 para el escenario elegido como caso base de la evaluación del stock de pez espada del Atlántico sur utilizando los modelos JABBA Schaefer\* (arriba) y Fox (abajo). \*La formulación Schaefer se utiliza como caso base final del modelo. El sombreado gris indica los intervalos de credibilidad del 95%.

**Figura 31.** Diagramas de Kobe para los modelos JABBA Schaefer\* (izquierda) y Fox (derecha), mostrando las trayectorias estimadas (1950-2015) de  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  para el caso base de la evaluación del pez espada del Atlántico sur. Las diferentes zonas sombreadas en gris indican los intervalos de credibilidad del 50%, 80% y 95% para los años finales de la evaluación. \*La formulación Schaefer se utiliza como caso base final del modelo. La proporción de puntos que recaen dentro de cada cuadrante se indica en la leyenda de la figura.

**Figura 32.** Proyecciones de  $B/B_{RMS}$  del caso base del pez espada del Atlántico norte, del modelo Schaefer BSP2, para diversos niveles de captura futura.

**Figura 33.** Proyecciones de  $B/B_{RMS}$  del pez espada del Atlántico norte, del modelo SS, para diversos niveles de captura futura.

**Figura 34.** Proyecciones de  $B/B_{RMS}$  del modelo Schaefer BSP2 del pez espada del Atlántico sur, para diversos niveles de captura futura.

**Figura 35.** Proyecciones basadas en el caso base del modelo Schaefer para el pez espada del Atlántico sur para diversos niveles de captura futura. La captura inicial para los años 2016-2017 se estableció en los informes preliminares de captura total de 2016 de 10.056 t. La línea discontinua indica  $B_{RMS}$ .

## APPENDICES

- Appendice 1.** Ordre du jour.  
**Appendice 2.** Liste des participants.  
**Appendice 3.** Liste des documents et des présentations.  
**Appendice 4.** Résumés des documents SCRS tels que fournis par les auteurs.  
**Appendice 5.** Formulation du modèle BioDyn et résultats obtenus  
**Appendice 6.** Diagnostics supplémentaires et scénarios de sensibilité du BSP2  
**Appendice 7.** Ajustements et diagnostics finaux du cas de base du modèle SS  
Les ajustements et diagnostics finaux du cas de base du modèle SS sont disponibles sous la forme de [document](#) disponible en ligne.  
**Appendice 8.** Formulation du modèle JABBA

## APÉNDICES

- Apéndice 1** Orden del día  
**Apéndice 2** Lista de participantes  
**Apéndice 3** Lista de documentos y presentaciones  
**Apéndice 4** **Resumen de documentos SCRS tal y como han sido presentados por los autores**  
**Apéndice 5** **Formulación y resultados del modelo BioDyn**  
**Apéndice 6** **Diagnósticos adicionales y ensayos de sensibilidad para BSP2**  
**Apéndice 7** **Diagnósticos y ajustes del caso base final del modelo SS**  
Los diagnósticos y ajustes del caso base final del modelo SSS están disponibles como [document](#) online.  
**Apéndice 8** **Formulación del modelo JABBA**

**Table 1.** Task I nominal catches (t, landings and dead discards) by stock and major gear, between 1950 and 2016 (estimations for 2016 are preliminary).

Year	SWO-N					SWO-S				
	Longline		Other surf.		TOTAL	Longline		Other surf.		TOTAL
	Landings	Discards	Landings	Discards		Landings	Discards	Landings	Discards	
1950	1445		2201		3646			100		100
1951	966		1615		2581			200		200
1952	966		2027		2993			200		200
1953	1203		2100		3303			200		200
1954	305		2729		3034			100		100
1955	619		2883		3502			100		100
1956	374		2984		3358	1		0		1
1957	1010		3568		4578	124		100		224
1958	875		4029		4904	92		0		92
1959	1428		4804		6232	71		100		171
1960	1042		2786		3828	359		100		459
1961	2060		2321		4381	816		200		1016
1962	3202		2140		5342	769		0		769
1963	9193		997		10190	1418		0		1418
1964	10833		425		11258	2030		0		2030
1965	7759		893		8652	2578		0		2578
1966	8503		846		9349	1952		0		1952
1967	8679		428		9107	1577		0		1577
1968	8985		187		9172	2348		100		2448
1969	9003		200		9203	4281		200		4481
1970	9484		94		9578	5426				5426
1971	5243		23		5266	2164		2		2166
1972	4717		49		4766	2580				2580
1973	5929		145		6074	3078				3078
1974	6267		95		6362	2753				2753
1975	8778		61		8839	3062				3062
1976	6663		33		6696	2812		0		2812
1977	6370		39		6409	2840		15		2855
1978	11125		702		11827	2749		17		2766
1979	11177		760		11937	3265		29		3294
1980	12831		727		13558	5179		144		5323
1981	10549		631		11180	3938		37		3975
1982	13019		196		13215	6364		83		6447
1983	14023		504		14527	5307		95		5402
1984	12664		127		12791	8920		242		9162
1985	14240		143		14383	9224		362		9586
1986	18269		217		18486	4982		912		5894
1987	20026		212		20238	5797		233		6030
1988	18907		606		19513	12602		570		13172
1989	15315		1935		17250	16573		482		17055
1990	14027		1645		15672	16705		599		17304
1991	14233	215	486		14934	13496		397		13893
1992	14318	383	693		15394	13422		391		13813
1993	15670	408	660		16738	15739		391		16130
1994	14365	708	428		15501	17839		1119		18958
1995	15850	526	496		16872	21584		346		21930
1996	13819	562	815	26	15222	17859	1	429		18289
1997	12203	439	371	12	13025	18299	21	222		18542
1998	10961	476	778	9	12223	13748	10	269		14027
1999	10715	525	377	4	11622	14823	6	672		15502
2000	9921	1137	394	1	11453	15448	1	278		15728
2001	8676	896	433	6	10011	14302	0	825	0	15128
2002	8799	607	240	8	9654	13576	0	527		14104
2003	10333	618	486	5	11442	11712	0	920		12633
2004	11407	313	341	7	12068	12485	1	591		13077
2005	11528	323	512	10	12373	12915		248		13162
2006	10838	215	409	8	11470	13723		522		14245
2007	11475	273	546	8	12302	14967	91	572		15630
2008	10341	235	465	9	11050	11761	6	779		12546
2009	11439	151	485	7	12081	12106		741		12846
2010	10964	148	437	5	11553	11920	147	629		12697
2011	11610	392	511	9	12523	10833	74	547		11455
2012	12955	391	512	10	13868	10255	140	291	0	10686
2013	11344	199	526	0	12069	7889	0	322		8212
2014	10059	149	462	0	10670	9733	0	177		9910
2015	10135	148	386	0	10668	10014	0	263	0	10277
2016					11296					10002









**Table 5.** Standardized swordfish CPUE indices selected to be considered in the South Atlantic stock assessment.

series	BRA-LL - Old		BRA-LL - Recent		EU-Spain LL - time 1		EU-Spain LL - time 2		Japan LL - time 1		Japan LL - time 2		Uruguay LL		South Africa LL		Chinese Taipei LL 1		Chinese Taipei LL 2		Chinese Taipei LL 3			
Use in 2017 stock assessment	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO		
age																								
units of index	count	count	count	weight	weight	count	count	count	count	count	count	count	count	count	count	count	count	count	count	count	count	count		
area	SW Atlantic	SW Atlantic	SW Atlantic	S Atl	S Atl	S Atlantic	S Atlantic	S Atlantic	S Atlantic	SW Atlantic	SE Atlantic	GAMM-Tweedie	S Atlantic	S Atlantic	S Atlantic	S Atlantic	S Atlantic	S Atlantic	S Atlantic	S Atlantic	S Atlantic	S Atlantic		
method	GLM - NB	GLM - NB	GLM - NB	GLM - lognormal	GLM - lognormal	GLM-lognormal	GLM-lognormal	GLM-lognormal	GLM-lognormal	GLM-delta-lognormal	GAMM-Tweedie	lognormal(rconst)	lognormal(rconst)	lognormal(rconst)	lognormal(rconst)	lognormal(rconst)	lognormal(rconst)	lognormal(rconst)	lognormal(rconst)	lognormal(rconst)	lognormal(rconst)	lognormal(rconst)		
time of the year	all months	all months	all months	All quarters	All quarters	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months		
source	SCRS/2017/068	SCRS/2017/068	SCRS/2017/068	SCRS/2017/106	SCRS/2017/106	SCRS/2017/075_rev	SCRS/2017/075_rev	SCRS/2017/075_rev	SCRS/2017/075_rev	SCRS/2017/075_rev	SCRS/2017/075_rev	SCRS/2017/075_rev	SCRS/2017/075_rev	SCRS/2017/138	SCRS/2017/145	SCRS/2017/145	SCRS/2017/145	SCRS/2017/145	SCRS/2017/145	SCRS/2017/145	SCRS/2017/145	SCRS/2017/145		
Year	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV		
1968																								
1969																		0.311	7.492					
1970																		0.270	5.357					
1971																		0.262	4.995					
1972																		0.282	5.435					
1973																		0.241	5.546					
1974																		0.267	7.215					
1975																		0.236	5.915					
1976																		0.222	6.312					
1977																		0.117	5.848					
1978	2.9494	0.2254																0.121	5.350					
1979	2.4268	0.2224																0.144	5.143					
1980	4.0450	0.2231																0.187	6.052					
1981	5.7217	0.2294																0.182	5.309					
1982	6.2309	0.2402																0.175	5.168					
1983	3.6204	0.2268																0.142	4.936					
1984	2.3361	0.1625																0.149	6.171					
1985	2.9703	0.2216																0.186	6.829					
1986	3.7012	0.2183																0.126	5.827					
1987	6.4285	0.3042																0.124	5.248					
1988	3.1920	0.1912																0.146	5.339					
1989	1.9056	0.2042			535.9100	0.0083												0.170	7.238					
1990	4.1683	0.2660			403.9090	0.0060		2.6770	0.0135									0.189	7.328					
1991	3.8570	0.2274			390.4670	0.0056		1.6100	0.0155									0.175	6.252		0.320	6.147		
1992	3.8068	0.2751			354.7610	0.0051		1.3280	0.0173											0.380	7.460			
1993	1.6782	0.3006			307.8310	0.0044		1.2990	0.0169															
1994	3.1031	0.2626			352.4050	0.0045		1.4840	0.0151											0.246	5.872			
1995	5.2806	0.3696			402.1940	0.0043		1.0740	0.0162											0.356	5.507			
1996	6.3446	0.2609			362.5810	0.0042		1.0900	0.0169											0.251	4.889			
1997	4.1544	0.2040			340.0350	0.0037		0.9610	0.0202											0.290	4.520			
1998	2.6688	0.1886			331.4220	0.0041		0.9420	0.0217											0.202	4.467			
1999	3.5965	0.1895			356.2450	0.0042		0.8010	0.0223													0.167	6.041	
2000	4.9840	0.1915					430.2240	0.0044	0.5760	0.0239												0.126	4.721	
2001	2.1907	0.2023					380.5380	0.0039	0.4760	0.0289			6.4700									0.139	4.492	
2002	4.0703	0.2090					364.0410	0.0040	0.6010	0.0306			4.1300	0.7600								0.120	4.079	
2003	7.2621	0.2877					319.5660	0.0045	0.5150	0.0238			6.1700	0.4300								0.118	3.765	
2004	6.9652	0.2492					314.0200	0.0057	0.5510	0.0231			5.2200	0.4200	401.0270	0.0800						0.112	4.173	
2005			0.8605	0.0954			378.8940	0.0054	0.4440	0.0333			5.2100	0.4300	381.0010	0.0780						0.088	3.451	
2006			1.2962	0.1179			382.6130	0.0052			0.7830	0.0267	5.5000	0.3400	304.3550	0.0750						0.082	3.552	
2007			1.9030	0.1442			369.4360	0.0054			1.0410	0.0353	4.9600	0.3900	328.6740	0.0720						0.115	4.032	
2008			1.2108	0.1133			356.2770	0.0049			0.9290	0.0308	3.2300	0.4400	268.1860	0.0780						0.092	3.746	
2009			1.2607	0.1054			389.4490	0.0046			1.0380	0.0290	3.5100	0.4100	254.1120	0.0730						0.105	4.001	
2010			1.4001	0.1156			379.4790	0.0048			0.9550	0.0294	3.2900	0.4500	284.7520	0.0760						0.084	3.849	
2011			1.1468	0.1248			367.4800	0.0047			0.7970	0.0288	2.0000	0.4300	226.2490	0.0790						0.071	3.962	
2012			1.1365	0.1099			392.3460	0.0051			1.0380	0.0364	5.0800	0.4700	212.3880	0.0880						0.076	3.662	
2013							393.1160	0.0053			0.9760	0.0288			289.2010	0.0750						0.073	3.929	
2014							412.8170	0.0054			1.0060	0.0482			273.6220	0.0750						0.093	4.156	
2015							447.3950	0.0055			1.0070	0.0365			304.2400	0.0720						0.078	4.226	
2016																							0.087	4.446

**Table 6.** Model runs for BSP2 in the North Atlantic. \* indicates base case.

<b>Run</b>	<b>Process error</b>	<b>K prior uniform on:</b>	<b>Indices</b>	<b>Weighting</b>	<b>Bmsy/K</b>	<b>rprior</b>	<b>Diagnostics</b>
N1	0.05	log(K)	separate	equal	0.5	base	retrospective, drop index
N2	0.05	log(K)	separate	equal	0.4	base	
N3	0.05	log(K)	separate	equal	0.6	base	
N4	0.05	log(K)	separate	equal	0.5	logsd=1	
N5	0.05	log(K)	PMPD	NA	0.5	base	
N6*	0.05	log(K)	combined	equal	0.5	base	retrospective
N7	0.05	log(K)	combined	equal	0.5	base	
N8	0.05	log(K)	separate plusChT	equal	0.5	base	
N9	0.05	log(K)	separate	iterative	0.5	base	
N10	0.05	log(K)	combined	equal	0.4	base	retrospective
N11	0.05	log(K)	combined Separate, Split	equal	0.6	base	
N12	0.05	log(K)	Canada	iterative	0.5	base	
N13	0.05	log(K)	combined	added var	0.5	base	

**Table 7.** Model runs for BSP2 in the South Atlantic. \* indicates base case.

<b>Run</b>	<b>Process error</b>	<b>K prior</b>	<b>Indices</b>	<b>Weighting</b>	<b>Bmsy/K</b>	<b>rprior</b>	<b>Diagnostics</b>
S1	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,Saf	equal	0.5	base	retrospective, drop index
S2	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,Saf	equal	0.4	base	
S3	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,Saf	equal	0.6	base	
S4	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,Saf	equal	0.5	logsd=1	
S5	0.1	log(K)	PMPD	NA	0.5	base	
S6	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,Saf	equal	0.5	base	
S7	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,Saf	iterative	0.5	base	
S8	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp, Uru, SAf, ChT	equal	0.5	base	
S9	0.1	lognormal	Br2, Esp,Uru,Saf	equal	0.5	base	
S10 *	0.1	log(K)	Br2, Esp1, Esp2, Uru,SAf, JLL1, JLL2	equal	0.5	base	retrospective
S11	0.1	log(K)	Br2, Esp, Uru,SAf, JLL1,JLL2	equal	0.5	base	
S12	0.05	log(K)	Br2, Esp1, Esp2, Uru,SAf, JLL1, JLL2	equal	0.5	base	
S13	0.1	log(K)	Br2, Esp1,Esp2,Uru,SAf, JLL1,JLL2	equal	0.4	base	

**Table 8.** Summary of sensitivity runs from JABBA for various combinations of swordfish CPUE indices for the South Atlantic.

<b>Run</b>	<b>Description CPUE series combination</b>
Base-case	Scenario 3: Split EU-Spain (1999/2000) and Japan (2005/2006) excl. Brazil historical
Comb.EU.ESP	As Base-Case but with Spain CPUE re-combined
Comb.JPN	As Base-Case but with Japanese CPUE re-combined
+ BRA1	As Base-Case but with historical Brazil CPUE added
+ TAI	As Base-Case but with Chinese Taipei CPUE added
- BRA2	As Base-Case but with Brazil-recent CPUE dropped
- EU.ESP1	As Base-Case but with Spain CPUE (1989-1999) dropped
- EU.ESP2	As Base-Case but with Spain CPUE (2000-2015) dropped
- JPN1	As Base-Case but with Japan CPUE (1989-2005) dropped
- JPN2	As Base-Case but with Japan CPUE (2006-2016) dropped
- URY	As Base-Case but with Uruguay CPUE dropped
- ZAF	As Base-Case but with ZAF CPUE dropped

**Table 9.** Parameter estimates from the surplus production model (ASPIC) for the 1963–2015 catch and CPUE (combined biomass index) data for different assumptions regarding the underlying function of the surplus model.

<b>Parameter</b>	<b>Fox</b>	<b>Generalized Pella Tolimson</b>	<b>Logistic Schaefer</b>
power	1.0001	0.915989	2
B1/K	1.018714	1.017495	2.999998
MSY	13.09124	13.11864	13.3252
F <sub>MSY</sub>	0.219708	0.226635	0.192553
B <sub>MSY</sub>	59.58464	57.88437	69.20287
K	161.9678	164.5089	138.4058
r	NA	NA	0.385106
phi	0.367879	0.351862	0.5
q.01	0.011064	0.011002	0.011732
B/B <sub>MSY</sub>	1.253558	1.293425	1.046453
F/F <sub>MSY</sub>	0.659021	0.637136	0.778897
Yield/eq	12.7022	12.64907	13.29645

**Table 10.** Summary statistics for final base case BSP2 model for the North Atlantic.

<b>Variable</b>	<b>Mean</b>	<b>Median</b>	<b>CV</b>
K (1000)	165.01	159.88	0.26
r	0.35	0.34	0.25
MSY (1000)	13.44	13.41	0.06
B <sub>2015</sub> (1000)	81.44	78.53	0.27
B <sub>1950</sub> (1000)	148.97	139.90	0.37
B <sub>2015</sub> /B <sub>1950</sub>	0.58	0.56	0.27
C <sub>2015</sub> /MSY	0.80	0.80	0.06
B <sub>2015</sub> /B <sub>MSY</sub>	0.99	0.98	0.12
F <sub>2015</sub> /F <sub>MSY</sub>	0.82	0.81	0.15



**Table 11.** BSP2 means and CVs (in parenthesis) for sensitivity analyses in the North Atlantic (model N8 did not converge). \*indicates the final base case.

<b>Variable</b>	<b>N1</b>	<b>N2</b>	<b>N3</b>	<b>N4</b>	<b>N5</b>	<b>N6*</b>	<b>N7</b>	<b>N9</b>	<b>N10</b>	<b>N11</b>	<b>N12</b>	<b>N13</b>
K (1000)	353.0 (0.5)	352.3 (0.5)	352.5 (0.5)	421.0 (0.5)	415.7 (0.5)	165.3 (0.25)	175.3 (0.27)	386.3 (0.5)	166.5 (0.25)	166.6 (0.25)	294.9 (0.5)	168.3 (0.25)
r	0.4 (0.3)	0.4 (0.3)	0.4 (0.3)	0.3 (0.5)	0.4 (0.4)	0.3 (0.25)	0.3 (0.26)	0.4 (0.3)	0.3 (0.24)	0.3 (0.24)	0.3 (0.3)	0.3 (0.25)
MSY (1000)	31.2 (0.6)	24.9 (0.6)	52.7 (0.6)	28.9 (0.6)	44.1 (0.6)	13.4 (0.06)	13.4 (0.06)	33.9 (0.5)	10.8 (0.06)	22.7 (0.06)	24.5 (0.5)	13.5 (0.06)
B <sub>2017</sub> (1000)	317.1 (0.6)	316.4 (0.6)	316.5 (0.6)	370.6 (0.6)	379.1 (0.6)	85.1 (0.27)	90.0 (0.29)	345.2 (0.6)	85.8 (0.27)	85.8 (0.27)	244.8 (0.6)	87.1 (0.28)
B <sub>1950</sub> (1000)	310.5 (0.6)	309.1 (0.6)	309.1 (0.6)	369.1 (0.5)	360.0 (0.6)	148.9 (0.36)	158.2 (0.37)	346.4 (0.5)	153.5 (0.37)	153.5 (0.37)	269.6 (0.5)	149.6 (0.35)
B <sub>2017</sub> /B <sub>1950</sub>	1.0 (0.3)	1.0 (0.3)	1.0 (0.3)	1.0 (0.3)	1.0 (0.3)	0.6 (0.28)	0.6 (0.27)	1.0 (0.3)	0.6 (0.29)	0.6 (0.29)	0.9 (0.3)	0.6 (0.26)
C <sub>2017</sub> /MSY	0.4 (0.4)	0.5 (0.4)	0.3 (0.4)	0.5 (0.4)	0.4 (0.5)	0.8 (0.06)	0.8 (0.06)	0.4 (0.4)	1.0 (0.06)	0.5 (0.06)	0.5 (0.4)	0.8 (0.06)
B <sub>2017</sub> /B <sub>MSY</sub>	1.7 (0.1)	2.2 (0.1)	1.4 (0.1)	1.7 (0.1)	1.8 (0.1)	1.0 (0.15)	1.0 (0.15)	1.7 (0.1)	1.3 (0.15)	0.9 (0.15)	1.6 (0.2)	1.0 (0.14)
F <sub>2017</sub> /F <sub>MSY</sub>	0.3 (0.5)	0.3 (0.5)	0.2 (0.5)	0.3 (0.5)	0.2 (1.0)	0.8 (0.19)	0.8 (0.19)	0.2 (0.5)	0.8 (0.18)	0.6 (0.18)	0.4 (0.5)	0.8 (0.16)

**Table 12.** Summary statistics for the final base case BSP2 model for the South Atlantic.

<b>Variable</b>	<b>Mean</b>	<b>Median</b>	<b>CV</b>
K (1000)	251.32	233.51	0.40
r	0.26	0.24	0.37
MSY (1000)	14.36	14.14	0.18
B <sub>2015</sub> (1000)	82.77	73.89	0.50
B <sub>1950</sub> (1000)	252.62	229.57	0.46
B <sub>2015</sub> /B <sub>1950</sub>	0.35	0.33	0.34
C <sub>2015</sub> /MSY	0.74	0.73	0.19
B <sub>2015</sub> /B <sub>MSY</sub>	0.66	0.64	0.23
F <sub>2015</sub> /F <sub>MSY</sub>	1.17	1.13	0.25

**Table 13.** BSP2 means and CVs (in parenthesis) for sensitivity analyses in the South Atlantic. \*indicates the final base case.

<b>Variable</b>	<b>S1</b>	<b>S2</b>	<b>S3</b>	<b>S5</b>	<b>S7</b>	<b>S8</b>	<b>S9</b>	<b>S10*</b>	<b>S11</b>	<b>S12</b>	<b>S13</b>
K (1000)	491.2 (0.4)	491.1 (0.4)	495.72 (0.4)	418.3 (0.5)	490.8 (0.4)	310.0 (0.4)	176.9 (0.3)	250.2(0.4)	319.9 (0.6)	196.7 (0.30)	249.8 (0.4)
r	0.5 (0.4)	0.5 (0.4)	0.51 (0.4)	0.4 (0.4)	0.5 (0.4)	0.2 (0.4)	0.5 (0.3)	0.3(0.3)	0.3 (0.3)	0.3 (0.32)	0.3 (0.4)
MSY (1000)	61.0 (0.6)	48.8 (0.6)	105.18 (0.6)	44.3 (0.7)	60.6 (0.5)	15.6 (0.3)	23.6 (0.3)	14.4(0.2)	22.5 (0.6)	13.0 (0.09)	11.5 (0.2)
B <sub>2017</sub> (1000)	480.9 (0.5)	480.8 (0.5)	486.26 (0.5)	373.5 (0.6)	486.6 (0.5)	158.0 (0.6)	149.1 (0.3)	88.9(0.5)	235.5 (0.7)	70.1 (0.33)	88.9 (0.5)
B <sub>1950</sub> (1000)	473.6 (0.4)	473.6 (0.4)	477.34 (0.4)	405.0 (0.5)	472.2 (0.5)	314.8 (0.5)	178.2 (0.3)	251.0(0.4)	317.2 (0.6)	198.4 (0.39)	248.2 (0.4)
B <sub>2017</sub> / B <sub>1950</sub>	1.0 (0.2)	1.0 (0.2)	1.03 (0.3)	0.9 (0.3)	1.1 (0.3)	0.5 (0.4)	0.9 (0.3)	0.4(0.4)	0.7 (0.3)	0.4 (0.29)	0.4 (0.4)
C <sub>2017</sub> / MSY	0.2 (0.5)	0.3 (0.5)	0.14 (0.5)	0.3 (0.5)	0.2 (0.5)	0.7 (0.2)	0.5 (0.3)	0.7(0.2)	0.6 (0.4)	0.8 (0.10)	0.9 (0.2)
B <sub>2017</sub> / B <sub>MSY</sub>	1.9 (0.1)	2.4 (0.1)	1.61 (0.1)	1.7 (0.2)	2.0 (0.1)	1.0 (0.3)	1.7 (0.2)	0.7(0.3)	1.4 (0.2)	0.7 (0.17)	0.9 (0.3)
F <sub>2017</sub> / F <sub>MSY</sub>	0.1 (0.6)	0.1 (0.6)	0.09 (0.6)	0.3 (1.2)	0.1 (0.6)	0.8 (0.4)	0.3 (0.4)	1.1(0.3)	0.5 (0.5)	1.1 (0.21)	1.1 (0.3)

**Table 14.** Summary of posterior estimates (medians) and 95% Bayesian Credibility Intervals (C.I.s) of parameters from the JABBA base-case scenario fits to South Atlantic swordfish catch and CPUE series (1950-2015). \*Schaefer formulation is used as final base-case model.

Parameters	Schaefer*			Fox		
	Median	2.50%	97.50%	Median	2.50%	97.50%
$K$	104930.8	70237.0	161902.3	125511.5	92171.5	190604.7
$r$	0.554	0.335	0.886	0.293	0.177	0.422
$\sigma$	0.06	0.032	0.084	0.055	0.032	0.084
$F_{MSY}$	0.277	0.167	0.443	0.293	0.177	0.422
$B_{MSY}$	52465.4	35118.5	80951.2	46196.2	33924.9	70154.6
$MSY$	14570.0	12961.8	16122.7	13569.0	11997.8	14722.1
$B_{1950}/K$	0.915	0.612	1.114	0.842	0.512	1.049
$B_{2015}/K$	0.359	0.263	0.503	0.279	0.199	0.397
$B_{2015}/B_{MSY}$	0.717	0.526	1.006	0.759	0.539	1.078
$F_{2015}/F_{MSY}$	0.983	0.703	1.360	1.002	0.703	1.418

**Table 15.** JABBA estimates of  $F/F_{MSY}$  and  $B/B_{MSY}$  (1950-2015) for Schaefer base-case scenario run for South Atlantic swordfish.

Year	$F/F_{MSY}$	$B/B_{MSY}$	Year	$F/F_{MSY}$	$B/B_{MSY}$
1950	0.004	1.831	1983	0.206	1.802
1951	0.007	1.917	1984	0.35	1.8
1952	0.007	1.959	1985	0.382	1.723
1953	0.007	1.974	1986	0.242	1.673
1954	0.003	1.98	1987	0.242	1.716
1955	0.003	1.986	1988	0.521	1.738
1956	0	1.99	1989	0.722	1.624
1957	0.008	1.993	1990	0.803	1.483
1958	0.003	1.991	1991	0.705	1.358
1959	0.006	1.993	1992	0.718	1.323
1960	0.016	1.993	1993	0.851	1.303
1961	0.035	1.988	1994	1.039	1.254
1962	0.027	1.974	1995	1.307	1.154
1963	0.049	1.974	1996	1.252	1.005
1964	0.071	1.96	1997	1.379	0.926
1965	0.091	1.943	1998	1.158	0.834
1966	0.07	1.925	1999	1.307	0.817
1967	0.056	1.929	2000	1.421	0.762
1968	0.087	1.937	2001	1.469	0.709
1969	0.16	1.924	2002	1.45	0.67
1970	0.198	1.878	2003	1.345	0.647
1971	0.081	1.838	2004	1.378	0.654
1972	0.094	1.882	2005	1.387	0.653
1973	0.112	1.895	2006	1.485	0.66
1974	0.1	1.891	2007	1.659	0.648
1975	0.111	1.896	2008	1.453	0.596
1976	0.102	1.892	2009	1.496	0.594
1977	0.103	1.895	2010	1.511	0.58
1978	0.1	1.896	2011	1.387	0.562
1979	0.119	1.897	2012	1.288	0.573
1980	0.193	1.888	2013	0.954	0.594
1981	0.148	1.844	2014	1.03	0.663
1982	0.239	1.849	2015	0.983	0.717

**Table 16.** Probabilities for the North Atlantic swordfish BSP2 Schaefer model.

**a) Probability of being in the green ( $B > B_{MSY}$ ,  $F < F_{MSY}$ )**

	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
<b>8000</b>	50	54	62	72	80	85	89	91	93	95	96
<b>9000</b>	50	54	60	70	75	80	84	87	89	91	93
<b>10000</b>	50	54	59	65	70	74	79	81	82	84	86
<b>11000</b>	50	54	58	62	66	69	72	74	76	77	77
<b>12000</b>	50	54	57	58	61	62	64	65	66	67	68
<b>13000</b>	50	54	54	53	52	53	54	53	53	54	54
<b>13200</b>	50	54	53	52	51	52	51	50	50	50	50
<b>13400</b>	51	54	54	53	53	54	52	53	53	54	54
<b>13500</b>	50	54	51	51	49	50	49	48	47	47	46
<b>13600</b>	53	55	37	35	36	38	35	38	37	38	38
<b>13700</b>	50	54	49	49	48	47	47	45	44	44	43
<b>13800</b>	50	54	48	47	47	46	46	44	43	42	42
<b>13900</b>	50	54	48	46	46	44	44	43	42	40	39

**b) Probability  $B > B_{MSY}$**

	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
<b>8000</b>	50	54	62	72	80	85	89	91	93	95	96
<b>9000</b>	50	54	60	70	75	80	84	87	89	91	93
<b>10000</b>	50	54	59	65	70	74	79	81	82	84	86
<b>11000</b>	50	54	58	62	66	69	72	74	76	77	77
<b>12000</b>	50	54	58	58	61	62	64	66	67	67	68
<b>13000</b>	50	54	56	56	54	55	55	55	56	55	55
<b>13200</b>	50	54	56	55	54	54	54	52	52	53	52
<b>13400</b>	50	54	56	55	53	52	51	50	50	50	50
<b>13500</b>	53	55	53	47	47	47	42	44	41	42	42
<b>13600</b>	50	54	55	54	52	51	50	48	48	47	46
<b>13700</b>	50	54	55	53	52	50	49	47	47	46	45
<b>13800</b>	50	54	55	53	51	50	48	46	46	45	44
<b>13900</b>	50	54	55	52	50	49	48	46	45	43	43

**c) Probability  $F < F_{MSY}$**

	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
<b>8000</b>	85	85	100	100	100	100	100	100	100	100	100
<b>9000</b>	85	85	98	98	99	99	99	99	99	99	99
<b>10000</b>	85	85	95	95	95	95	96	96	97	97	97
<b>11000</b>	85	85	87	87	88	88	89	89	89	90	90
<b>12000</b>	85	85	75	76	76	75	76	76	75	76	77
<b>13000</b>	85	85	60	58	58	58	59	58	58	59	58
<b>13200</b>	85	85	57	57	55	55	55	54	55	54	54
<b>13400</b>	85	85	54	55	52	52	52	50	50	50	48
<b>13500</b>	86	86	42	41	43	42	40	41	41	41	42
<b>13600</b>	85	85	51	51	50	50	49	47	46	45	45
<b>13700</b>	85	85	50	50	48	48	47	45	44	43	43
<b>13800</b>	85	85	49	48	47	45	46	44	43	41	41
<b>13900</b>	85	85	47	45	45	44	43	43	41	40	38

**Table 17.** Estimated projection probabilities (%) that fishing mortality is below  $F_{MSY}$  ( $F < F_{MSY}$ ) for South Atlantic swordfish from Schaefer JABBA base-case model run. The projections were conducted using the JABBA Schaefer base-case model run over the period 2016-2030 with the range of fixed TACs (10000 - 16000 t).

TAC   Year	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
10000	87	90	93	94	95	96	97	97	97	98	98	98	98
10500	83	87	90	92	93	94	95	95	96	96	97	97	97
11000	78	83	86	89	90	92	92	93	94	94	94	95	95
11500	74	79	82	85	86	88	89	90	91	92	92	92	93
12000	68	73	76	79	81	83	85	86	87	88	88	89	89
12500	63	67	70	73	75	77	78	80	81	82	83	83	84
13000	57	60	64	66	68	70	72	73	74	74	75	76	77
13200	53	57	60	63	65	66	68	69	70	71	72	72	73
13400	51	55	58	60	62	63	64	65	66	67	68	68	69
13600	49	52	54	56	58	59	60	61	62	63	64	64	65
13700	48	50	52	54	56	57	58	60	60	61	61	62	63
13800	46	48	51	52	54	55	56	57	58	58	59	59	60
13900	44	47	49	51	52	53	54	55	55	56	57	57	58
14000	44	46	48	49	50	51	52	53	53	54	54	55	55
14500	38	39	40	40	40	41	41	41	41	41	41	41	41
15000	33	32	32	31	31	30	30	29	29	29	28	27	27
15500	27	25	24	23	21	20	19	18	17	16	16	15	15
16000	22	20	18	15	14	12	11	10	9	8	7	7	7

**Table 18.** Estimated projection probabilities (%) that the biomass is above  $B_{MSY}$  ( $B > B_{MSY}$ ) for South Atlantic swordfish from Schaefer JABBA base-case model run.

TAC   Year	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
10000	36	52	66	75	81	86	89	91	93	94	95	96	96
10500	36	52	63	72	78	83	86	89	90	92	93	94	94
11000	35	49	60	68	74	79	83	85	87	89	90	91	92
11500	36	48	57	64	70	75	79	82	84	86	87	88	89
12000	36	46	54	60	67	71	74	77	80	81	83	84	85
12500	36	45	51	57	61	65	69	71	73	75	77	78	79
13000	36	43	48	52	56	60	62	65	67	69	70	71	72
13200	36	42	46	50	54	57	60	62	64	65	66	67	68
13400	36	41	46	50	52	55	57	59	60	61	63	64	64
13600	36	40	44	47	49	52	53	55	57	58	59	60	61
13700	36	40	43	46	48	51	52	54	55	56	57	58	59
13800	36	39	42	45	47	49	51	52	53	54	55	56	56
13900	36	38	41	44	46	48	49	50	51	52	53	54	54
14000	36	39	41	43	45	47	48	49	50	50	51	52	52
14500	36	36	37	38	39	39	40	40	40	40	40	40	40
15000	36	35	35	33	33	32	32	31	31	30	29	28	28
15500	36	34	31	29	27	25	23	22	20	20	18	18	17
16000	36	31	27	24	21	19	16	15	13	12	10	9	9

**Table 19.** Estimated projection probabilities (%) that both the fishing mortality is below  $F_{MSY}$  ( $F < F_{MSY}$ ) and biomass is above  $B_{MSY}$  ( $B > B_{MSY}$ ) for South Atlantic swordfish. The projections were conducted using the JABBA Schaefer base-case model run over the period 2016-2030 with the range of fixed TACs (4000-16000 t).

TAC   Year	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
10000	36	52	66	75	81	86	89	91	93	94	95	96	96
10500	36	52	63	72	78	83	86	89	90	92	93	94	94
11000	35	49	60	68	74	79	83	85	87	89	90	91	92
11500	36	48	57	64	70	75	79	82	84	86	87	88	89
12000	36	46	54	60	67	71	74	77	80	81	83	84	85
12500	36	45	51	56	61	65	68	71	73	75	77	78	79
13000	36	43	48	52	56	60	62	65	67	69	70	71	72
13200	36	42	46	50	54	57	60	62	63	65	66	67	68
13400	36	41	45	49	52	54	57	59	60	61	63	64	64
13600	35	39	43	47	49	51	53	55	57	58	59	60	60
13700	35	39	43	45	48	50	52	54	55	56	57	58	59
13800	35	38	41	44	47	49	50	52	53	54	55	55	56
13900	35	38	41	43	45	47	48	50	51	52	52	54	54
14000	35	38	40	43	44	46	47	48	49	50	51	51	52
14500	34	34	35	36	37	38	38	38	39	39	39	39	39
15000	31	30	30	29	29	29	28	28	28	27	27	26	26
15500	27	25	24	22	21	20	18	17	17	16	16	15	14
16000	22	19	17	15	13	12	11	10	9	8	7	7	7

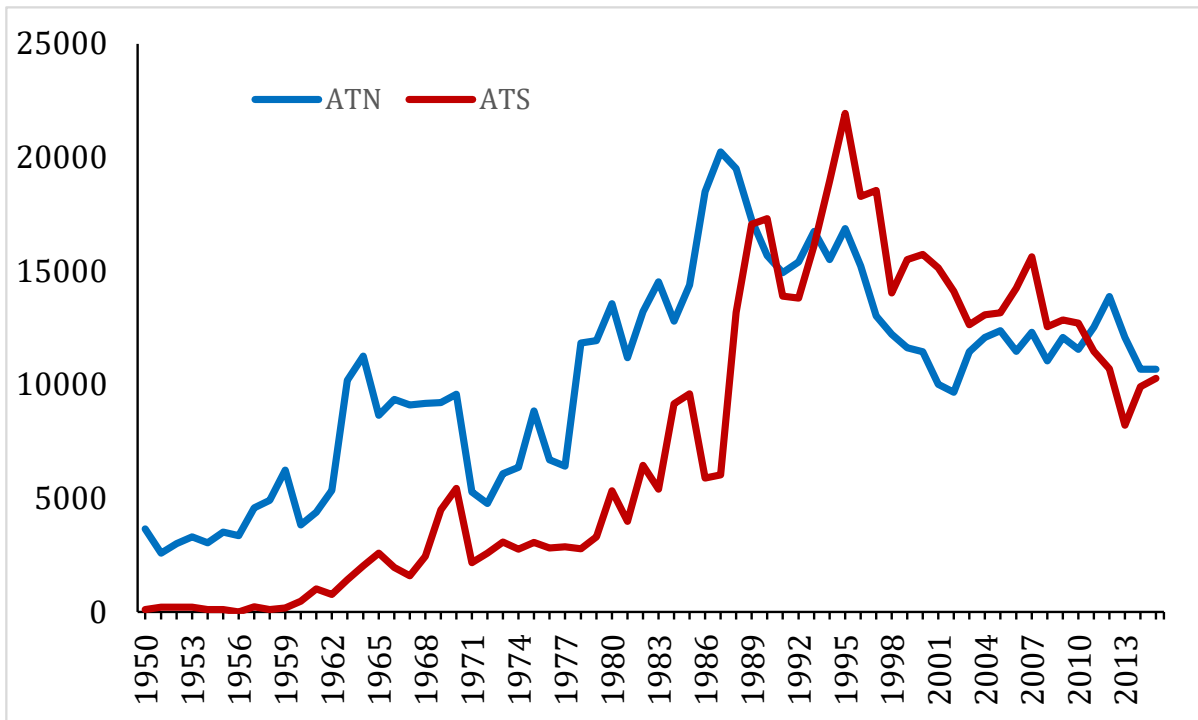


Figure 1. North and South Atlantic swordfish Task I catches (t) by year.

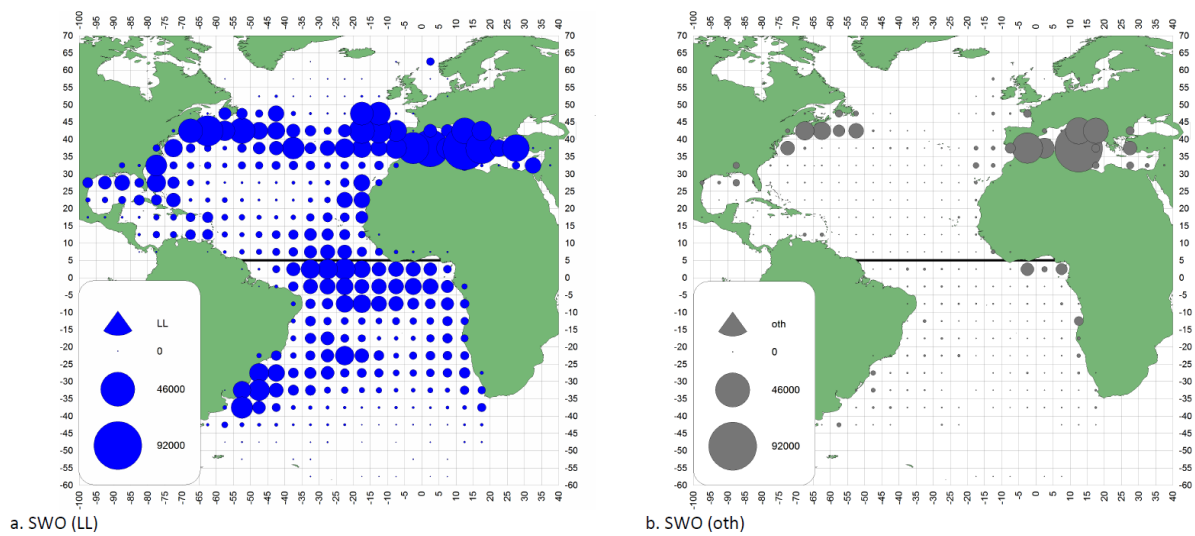
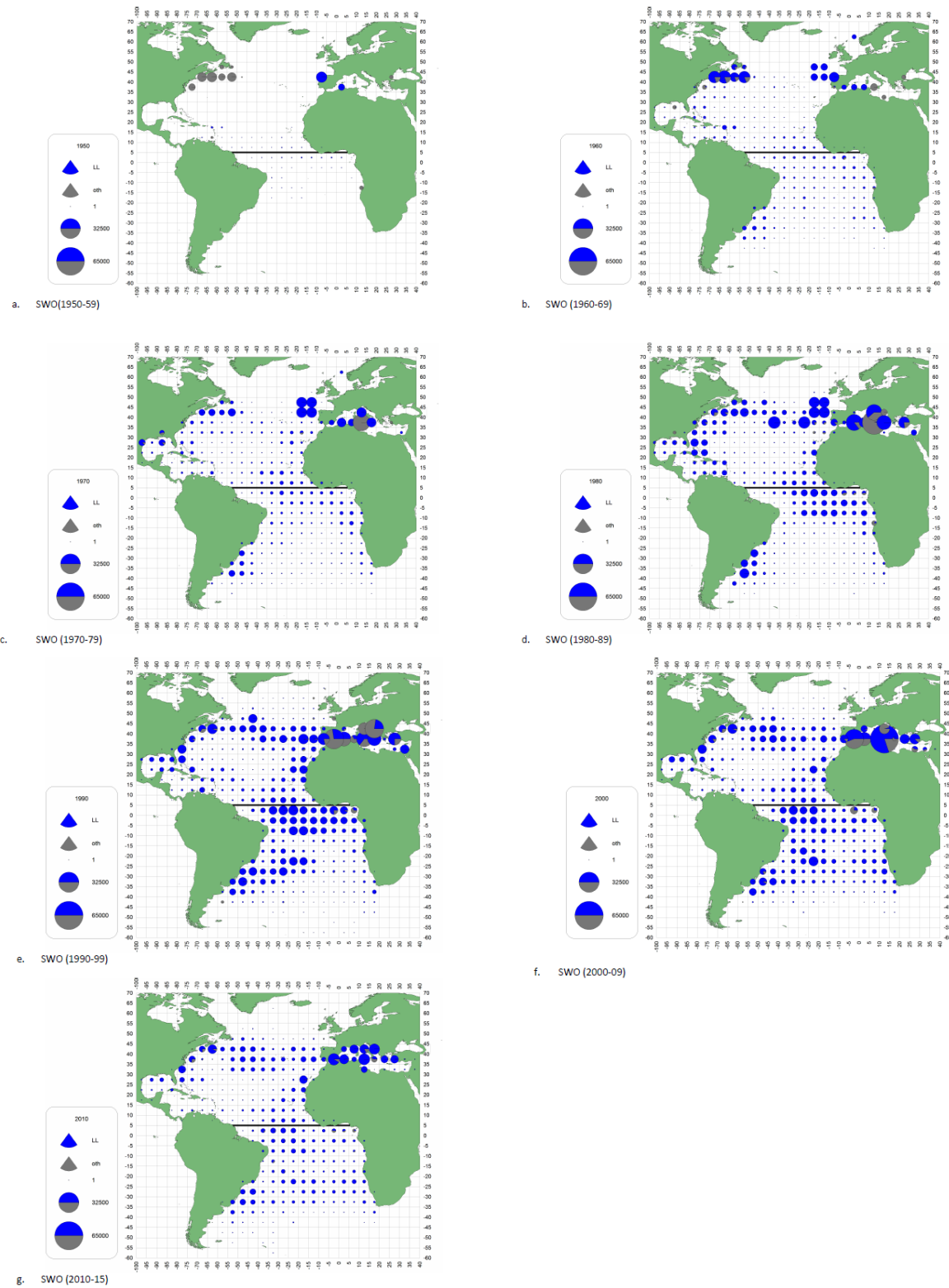
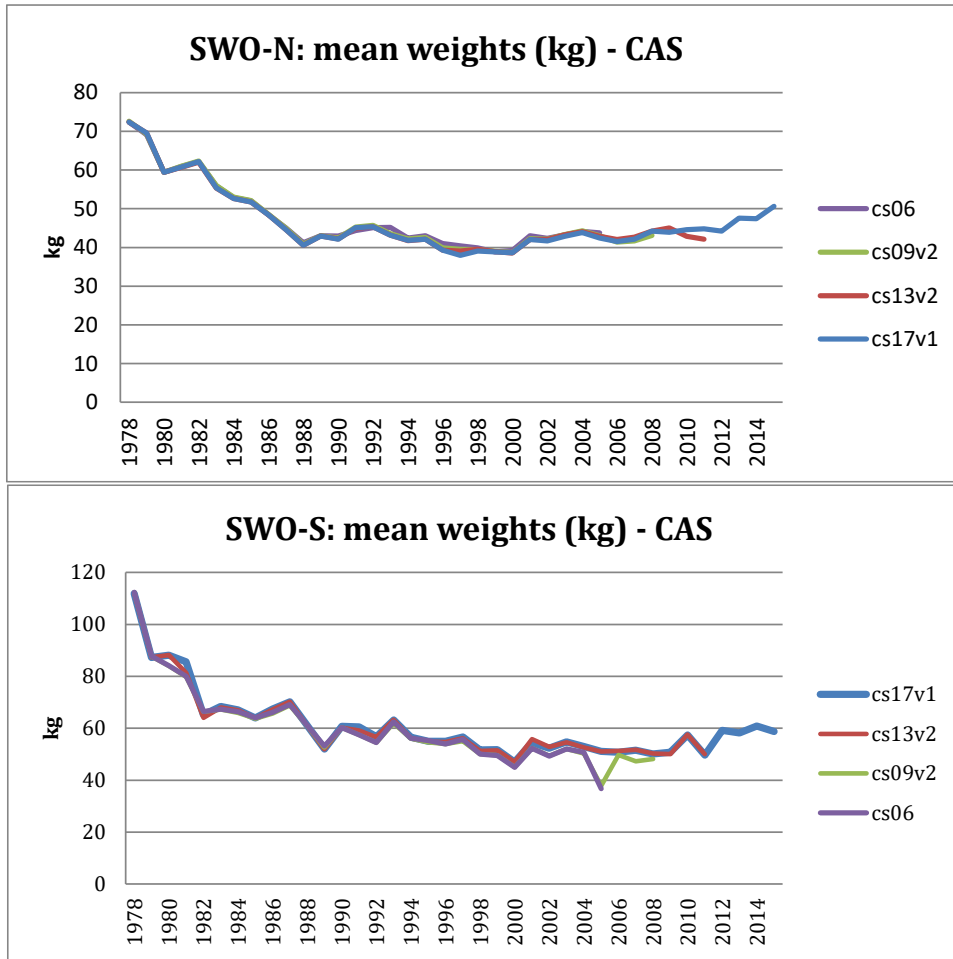


Figure 2. Geographical distribution of cumulative swordfish catch (t) by major gears for the period 1950-2015.

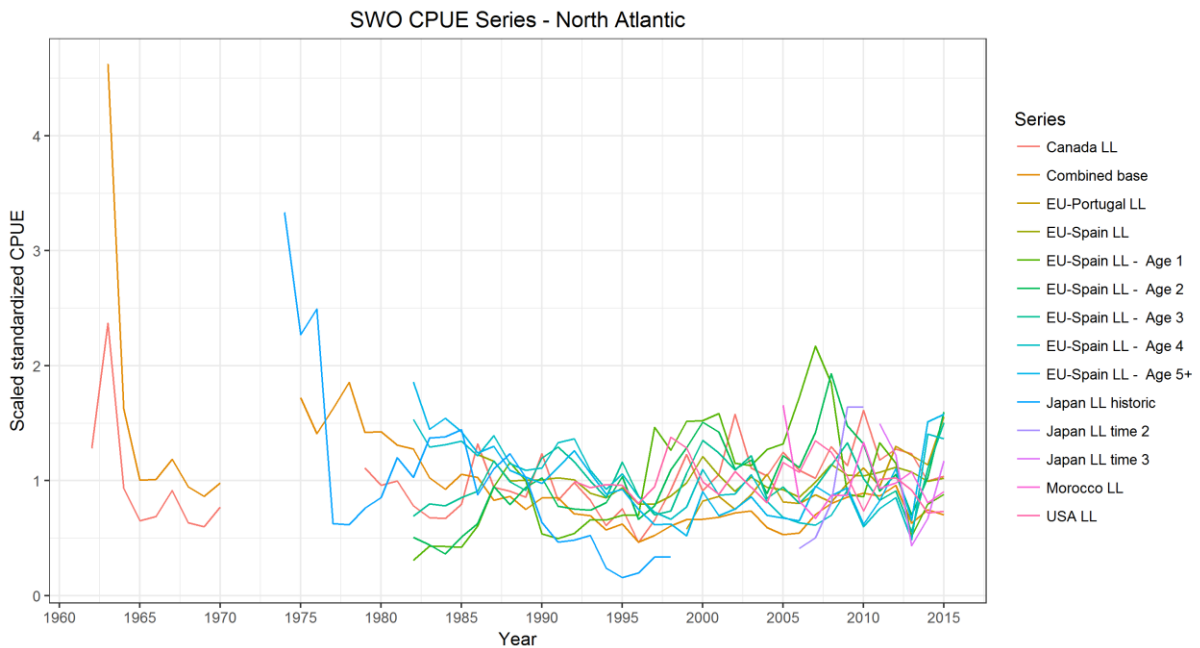




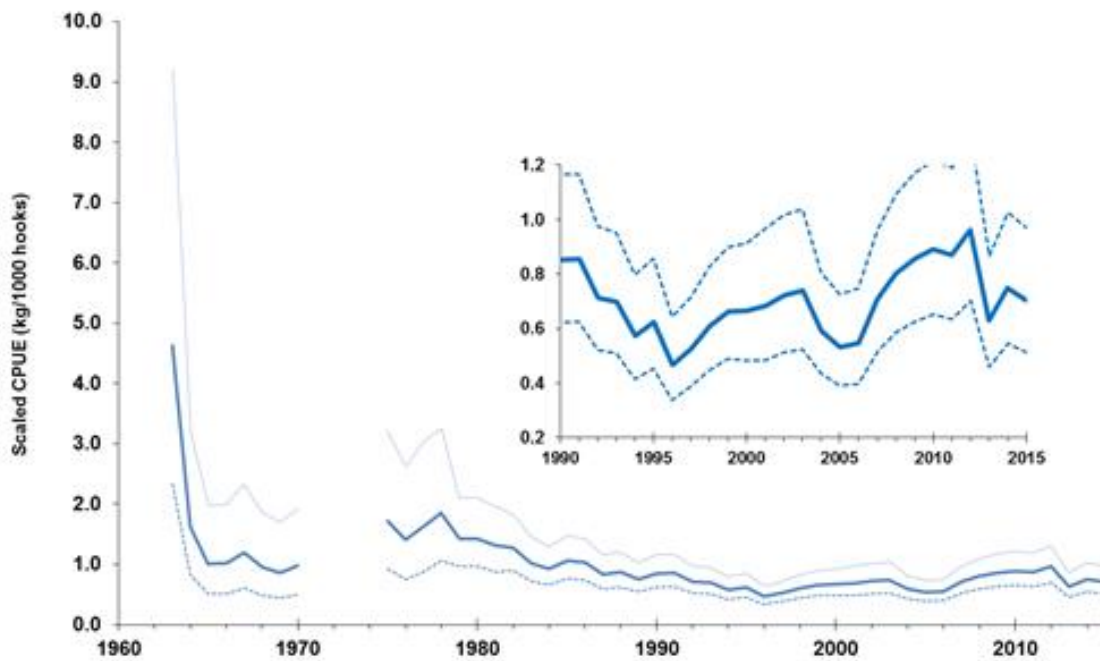
**Figure 3.** Geographical distribution of swordfish cumulative catch (t) by major gears, shown on a decadal scale for the period 1950-2015.



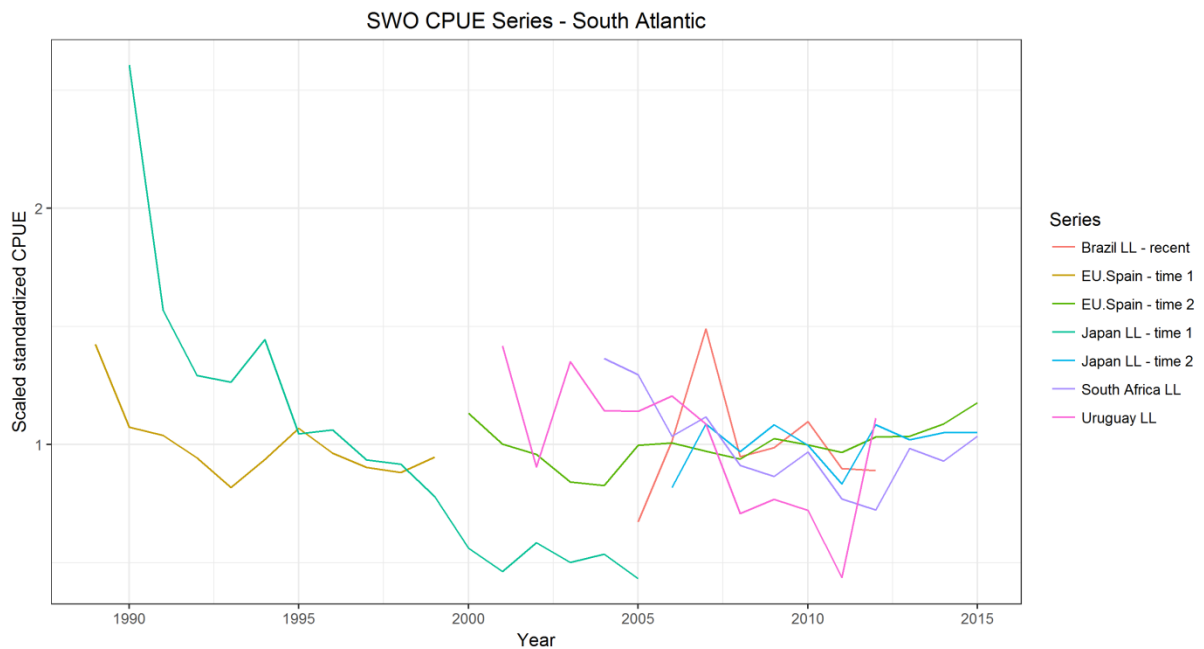
**Figure 4.** Swordfish mean weights (kg) obtained from the catch-at-size matrices for the North (upper panel) and South (lower panel) Atlantic stocks. Figure legend: The version of CAS used in the SWO-SA ("cs" + year + version adopted; e.g. cs09v2 = CAS (2009) version 2)



**Figure 5.** Standardized swordfish CPUE indices selected to be considered in the North Atlantic stock assessment.

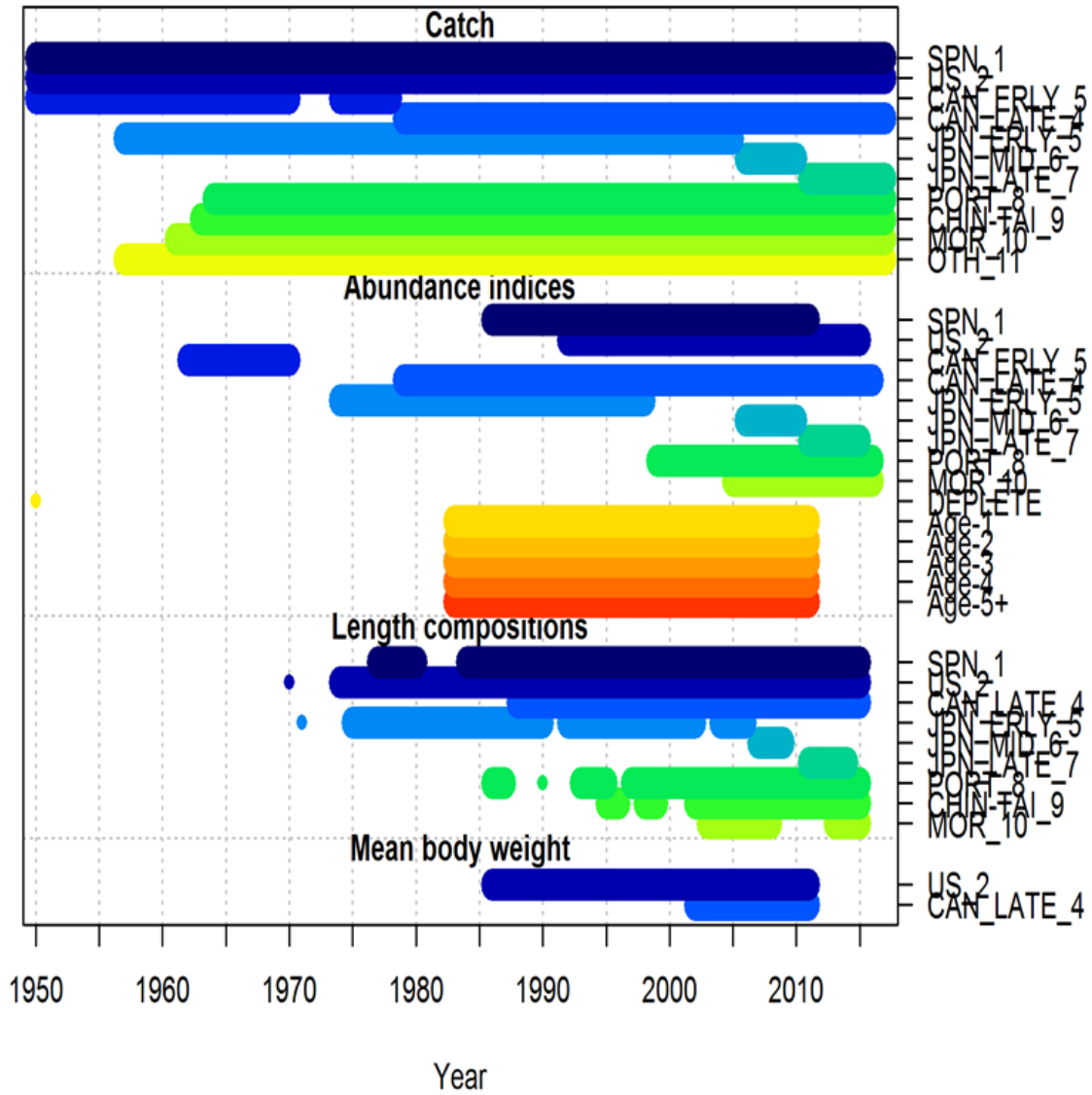


**Figure 6.** Standardized swordfish CPUE combined biomass index for North Atlantic and 95% confidence intervals, used in the production models. The inset plot shows the index trend since 1990.

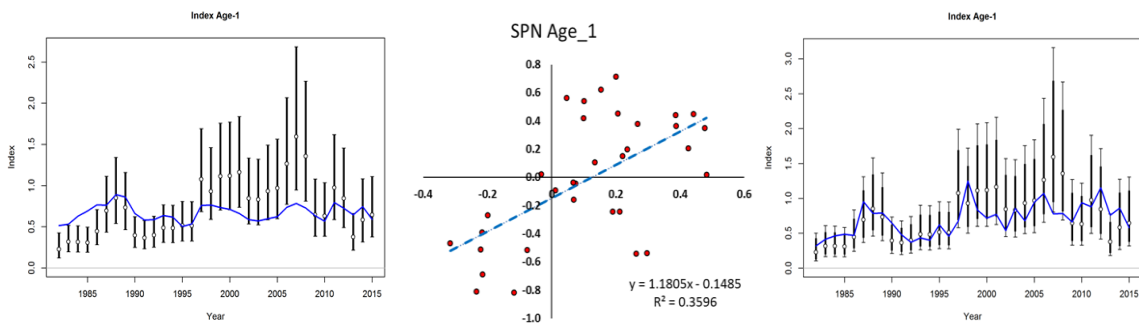


**Figure 7.** Standardized swordfish CPUE indices selected to be considered in the South Atlantic stock assessment.

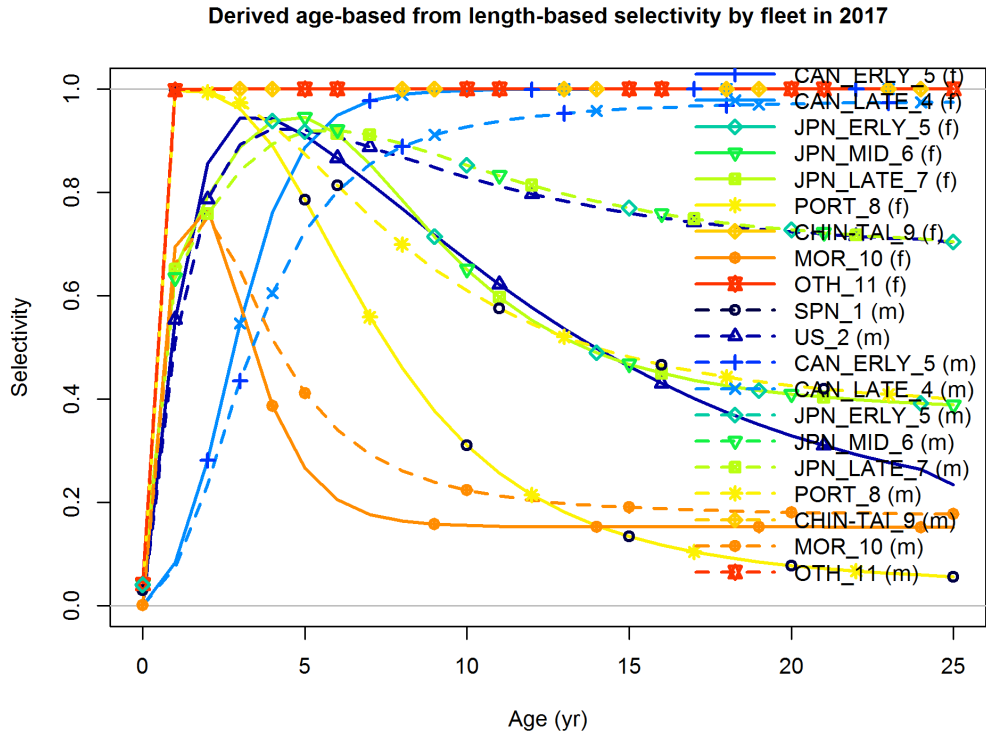
### Data by type and year



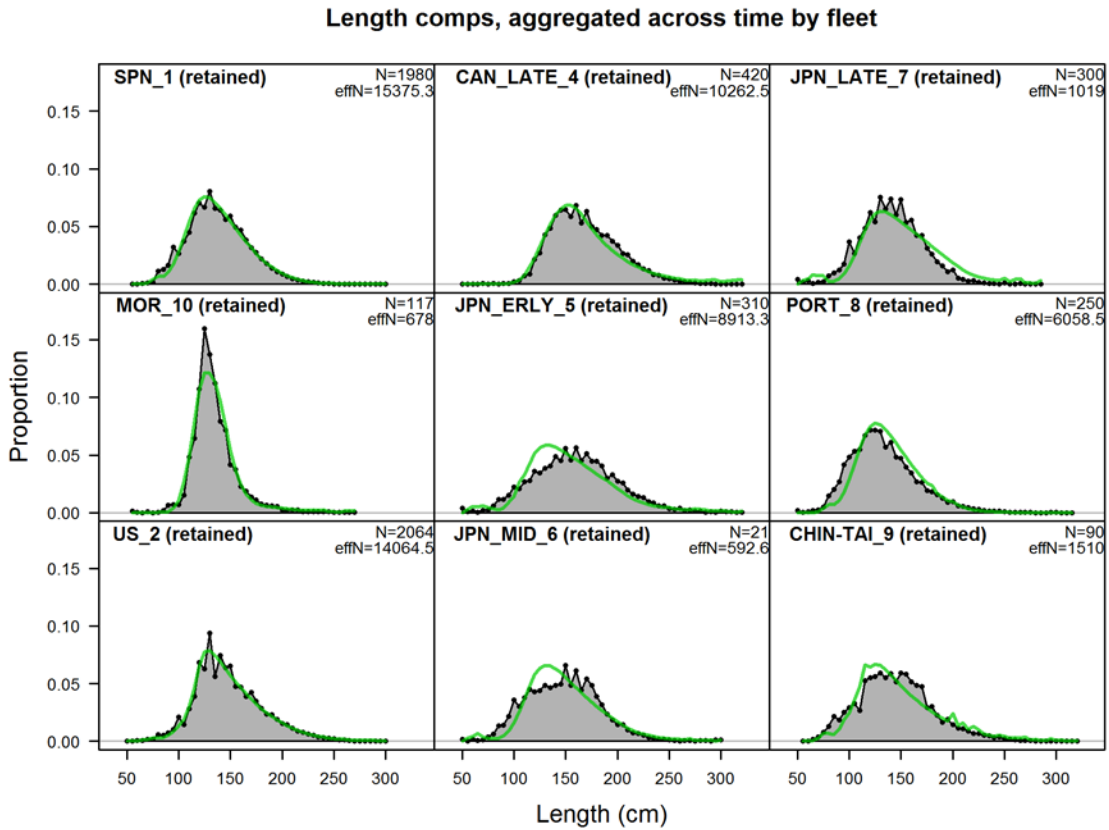
**Figure 8.** Data by type and year used in assessment using SS.



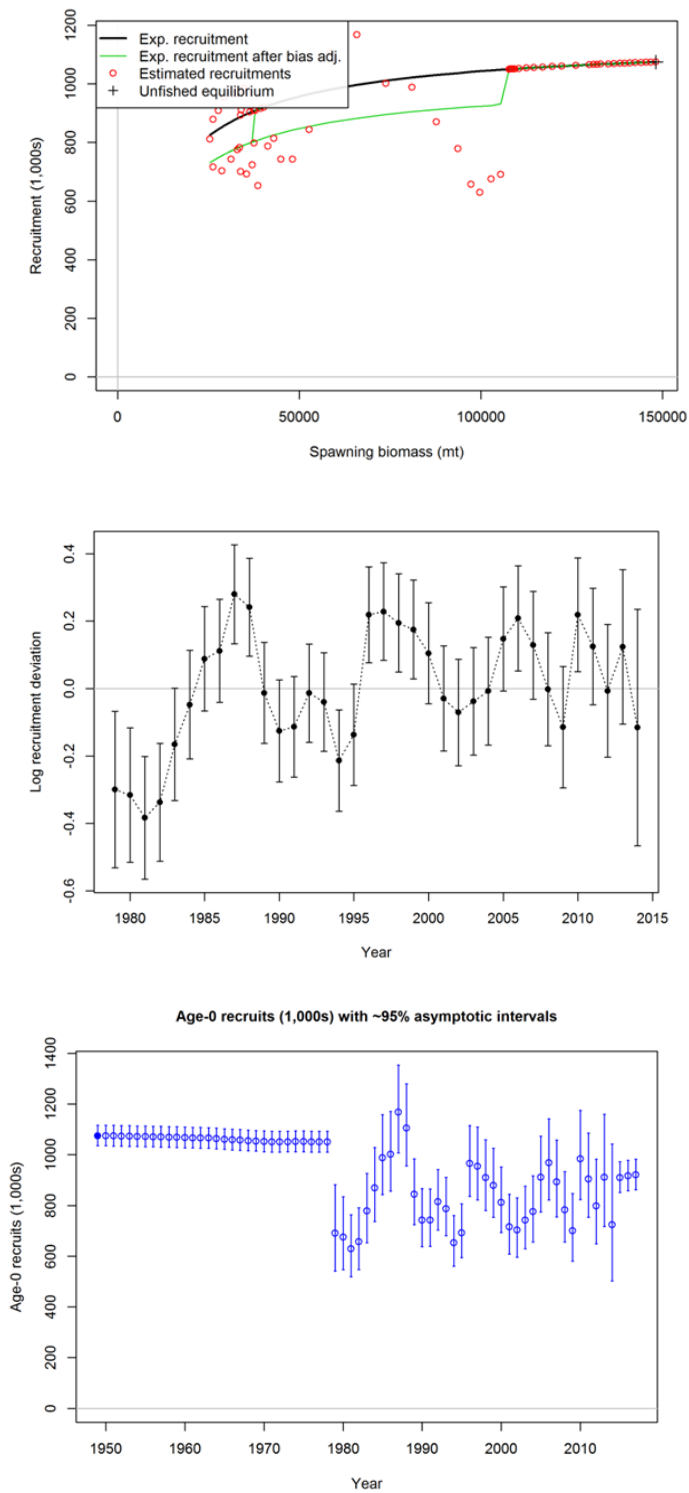
**Figure 9.** Spanish CPUE without (left panel) AMO modification; regression of residuals (middle panel); fit to CPUE with the AMO (right panel).



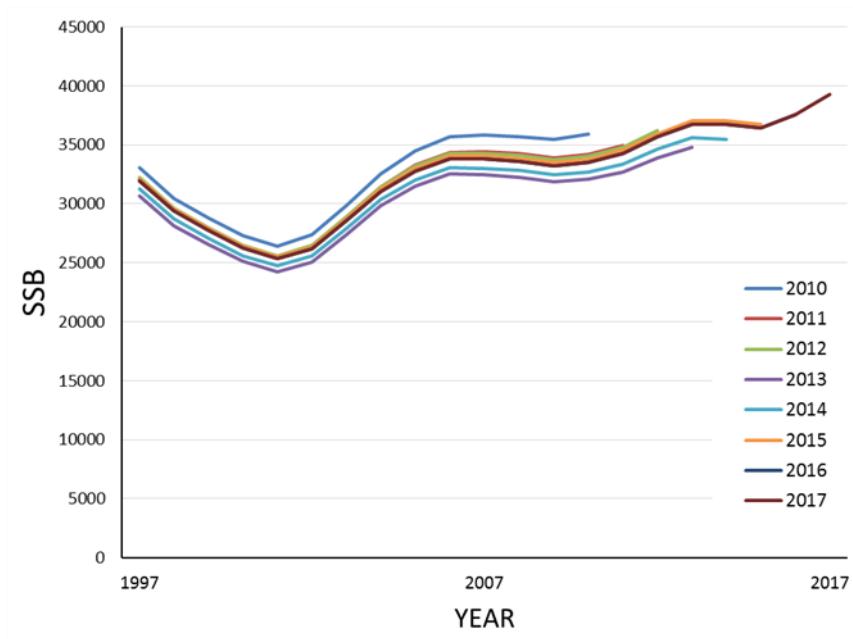
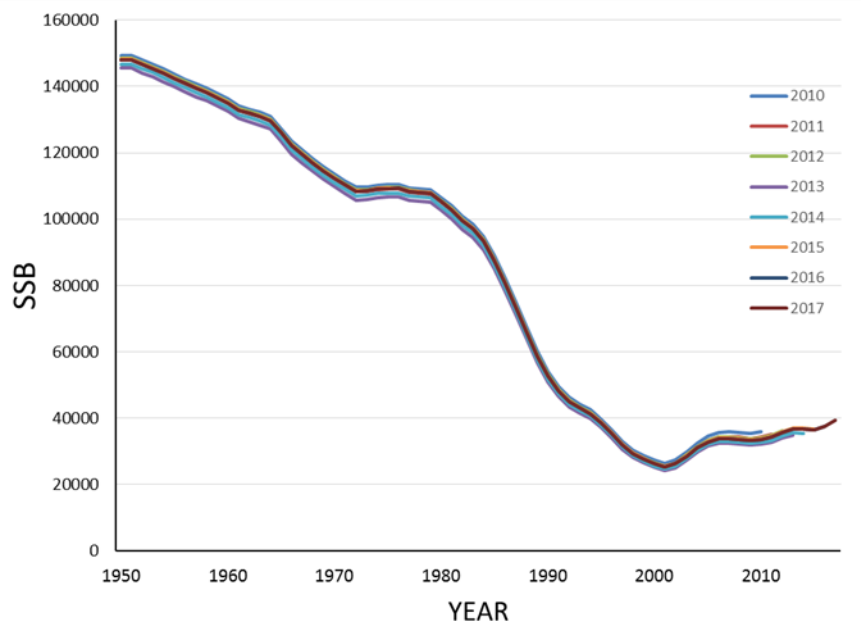
**Figure 10.** Derived age-based from length based selectivity by fleet for 2017.



**Figure 11.** Fit to length compositional data by fleet for all years combined.



**Figure 12.** Stock-recruitment function with fixed steepness (0.80) (top); estimated recruitment deviations (middle); estimated trend in recruitment with approximate 95% confidence intervals (bottom).



**Figure 13.** Results of retrospective analysis 1950-2017 (top) and for 1997-2017 (bottom).

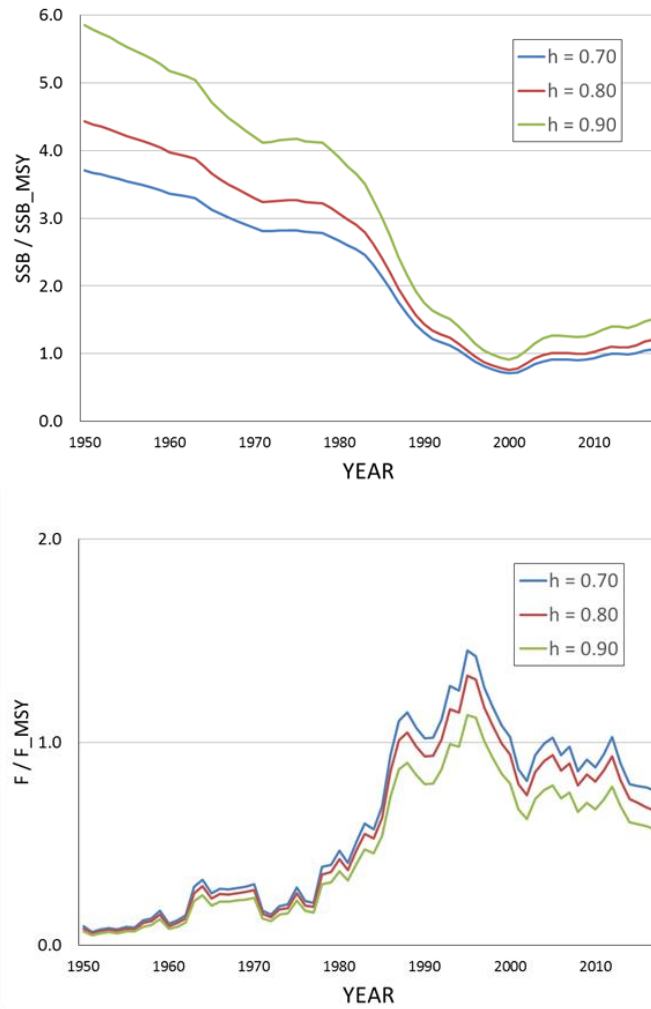


Figure 14. Trend in  $SSB/SSB_{MSY}$  (top) and  $F/F_{MSY}$  (bottom) for the three values of steepness examined.

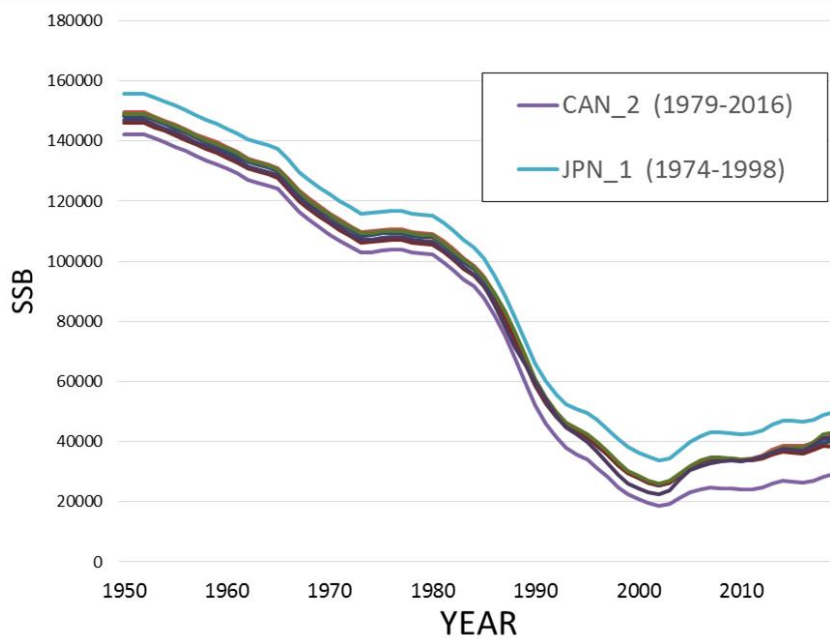
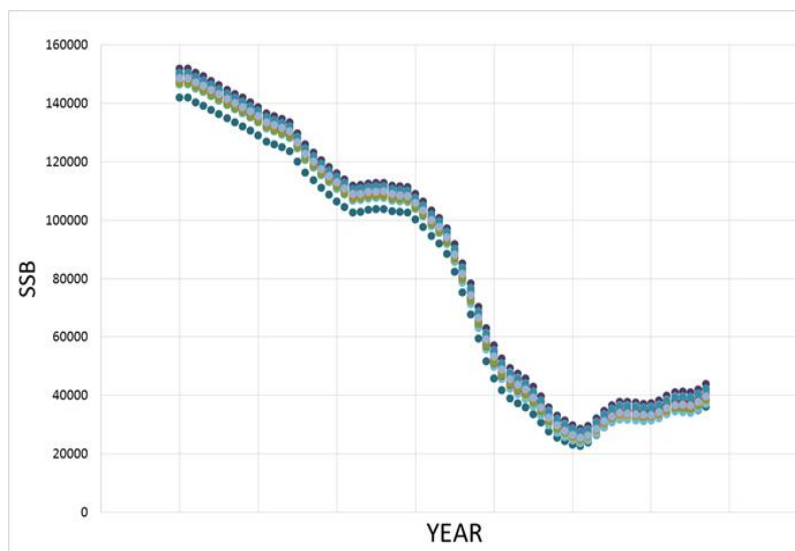
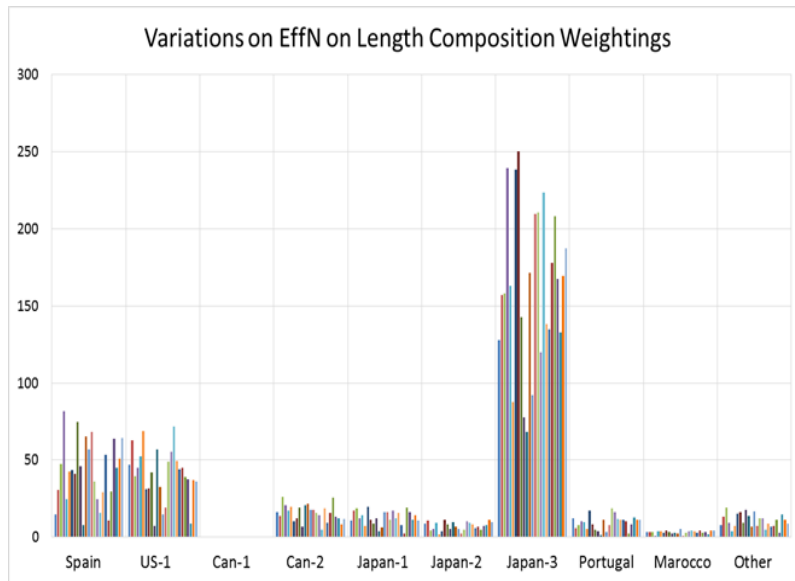
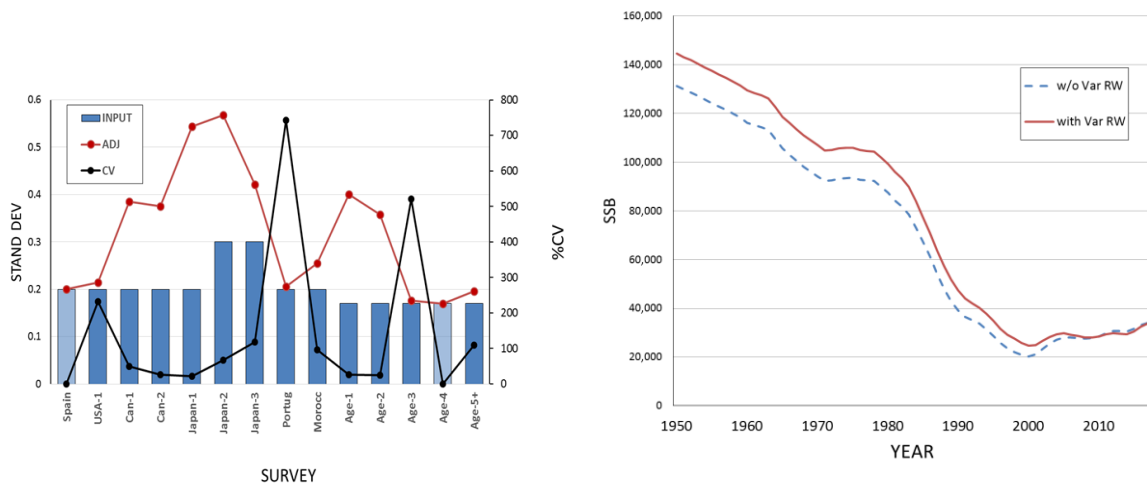


Figure 15. Trends in SSB when excluding one CPUE index at a time.

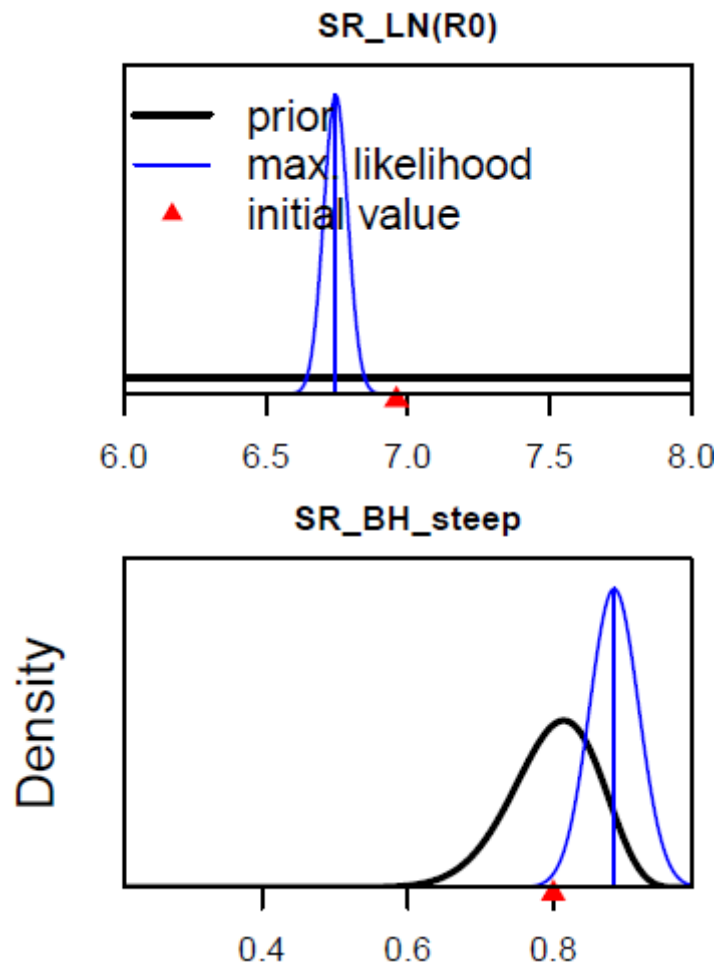




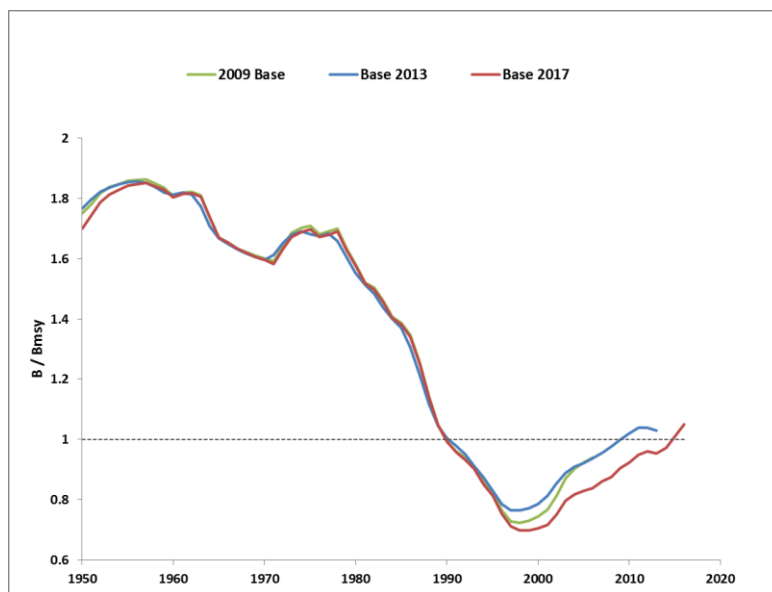
**Figure 16.** Assigned variations in effective sample size of length compositional data (top) and results trends in SSB (bottom).



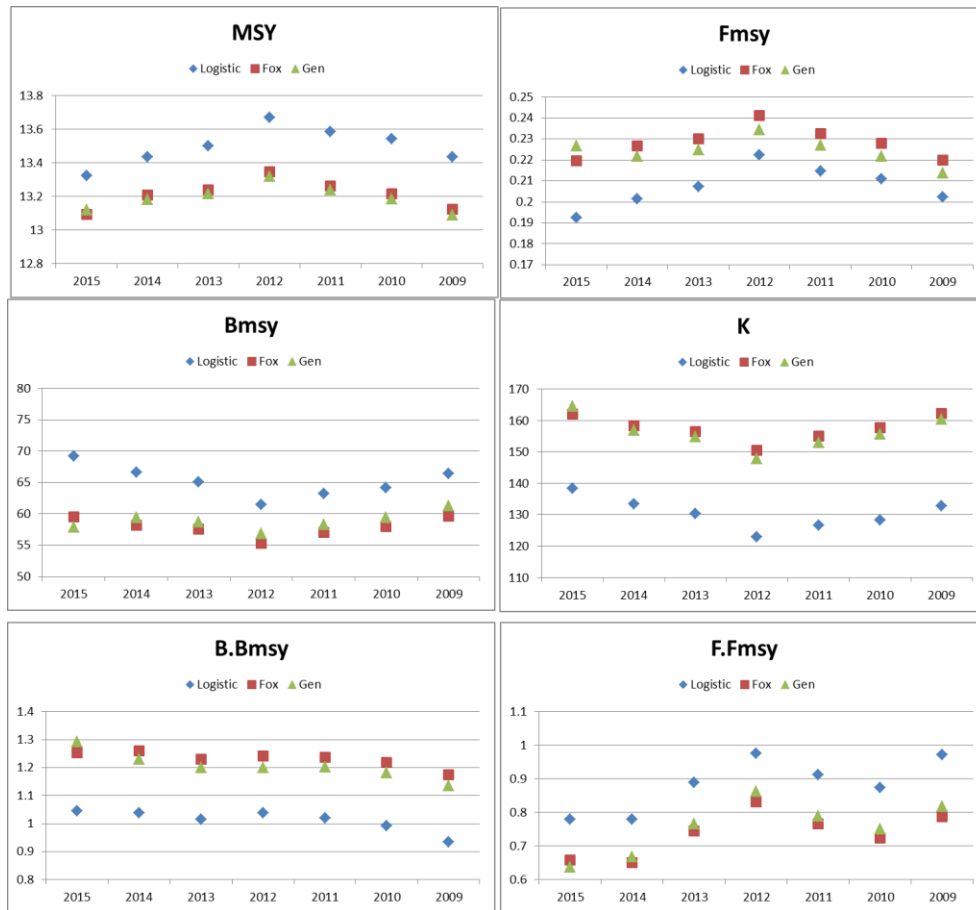
**Figure 17.** Input, adjusted, and CV for variance reweighting of CPUE time series (left) and trend is SSB (right) with (red solid) and without (blue dashed) adjustments.



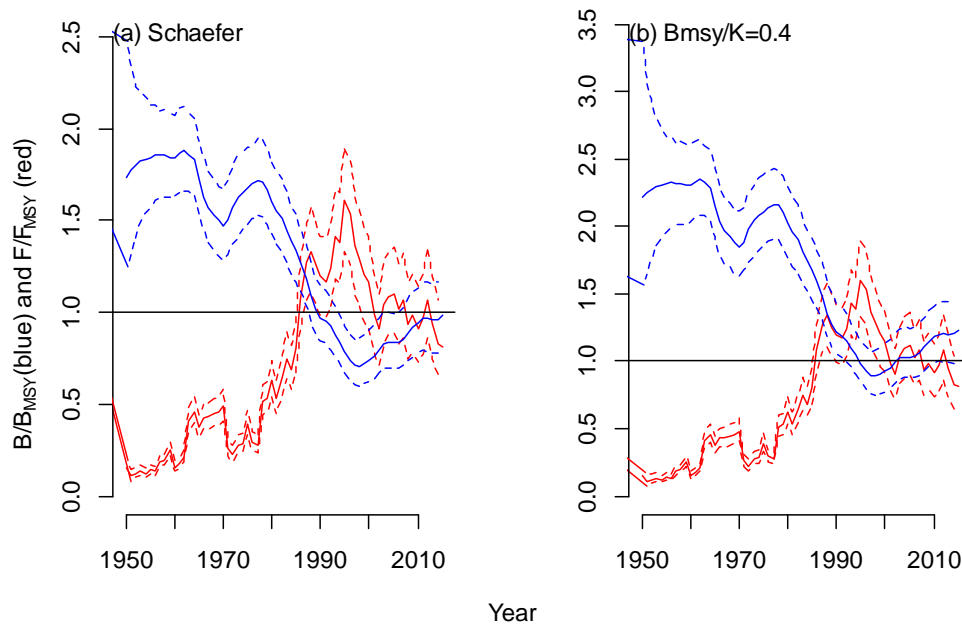
**Figure 18.** Prior, maximum likelihood and starting parameter values for maximum recruitment (top) and steepness (bottom).



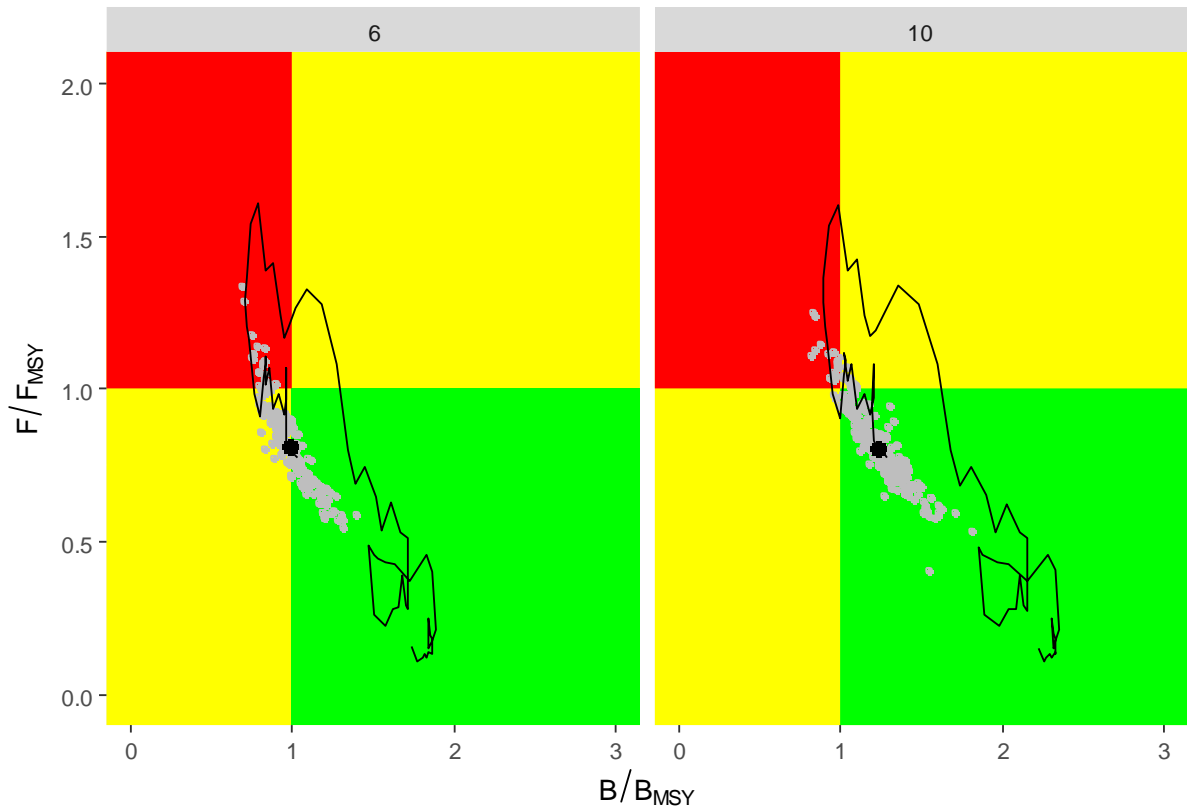
**Figure 19.** Comparison of  $B/B_{MSY}$  trends for the 2009, 2013 and 2017 North Atlantic swordfish stock assessments ASPIC base models.



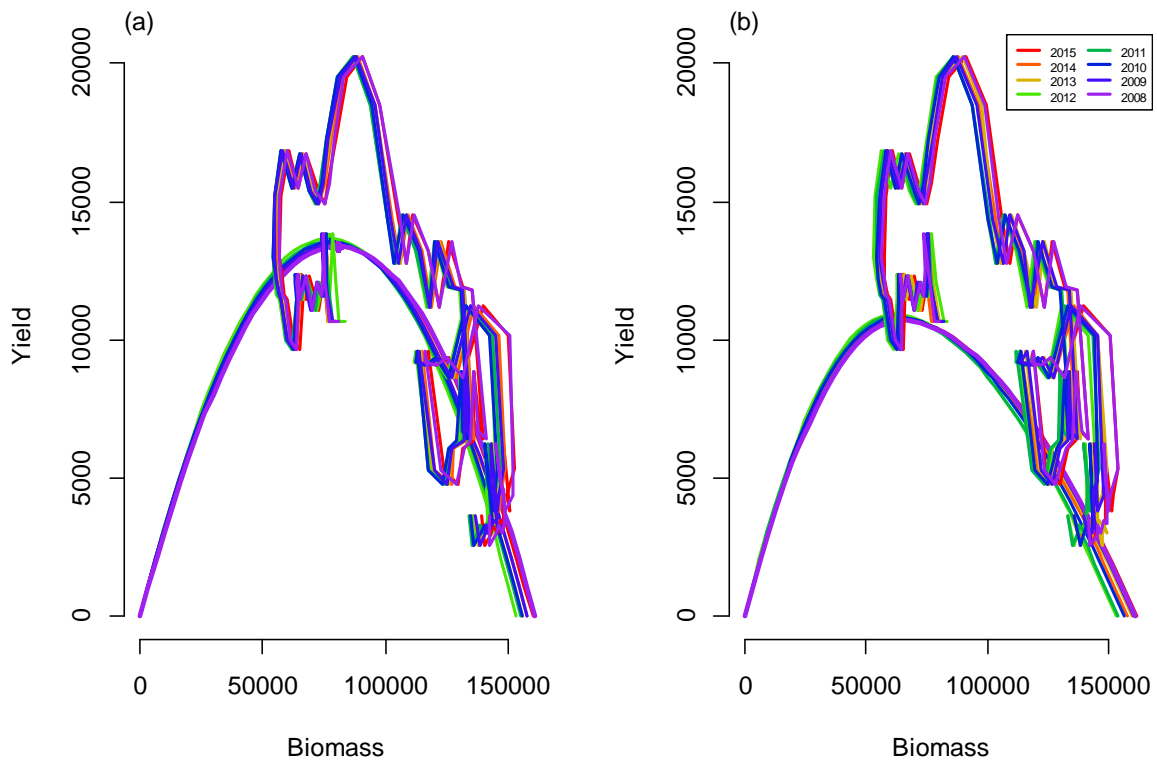
**Figure 20.** Retrospective estimates of SPM (ASPIC 7) parameters for the Catch (1963-2015) and CPUE (Combined biomass index N-SWO) assuming three surplus production functions: Logistics (Schaefer), Fox and Generalized (Pella Tomlinson). The x-axis indicates the last year of the catch CPUE data.



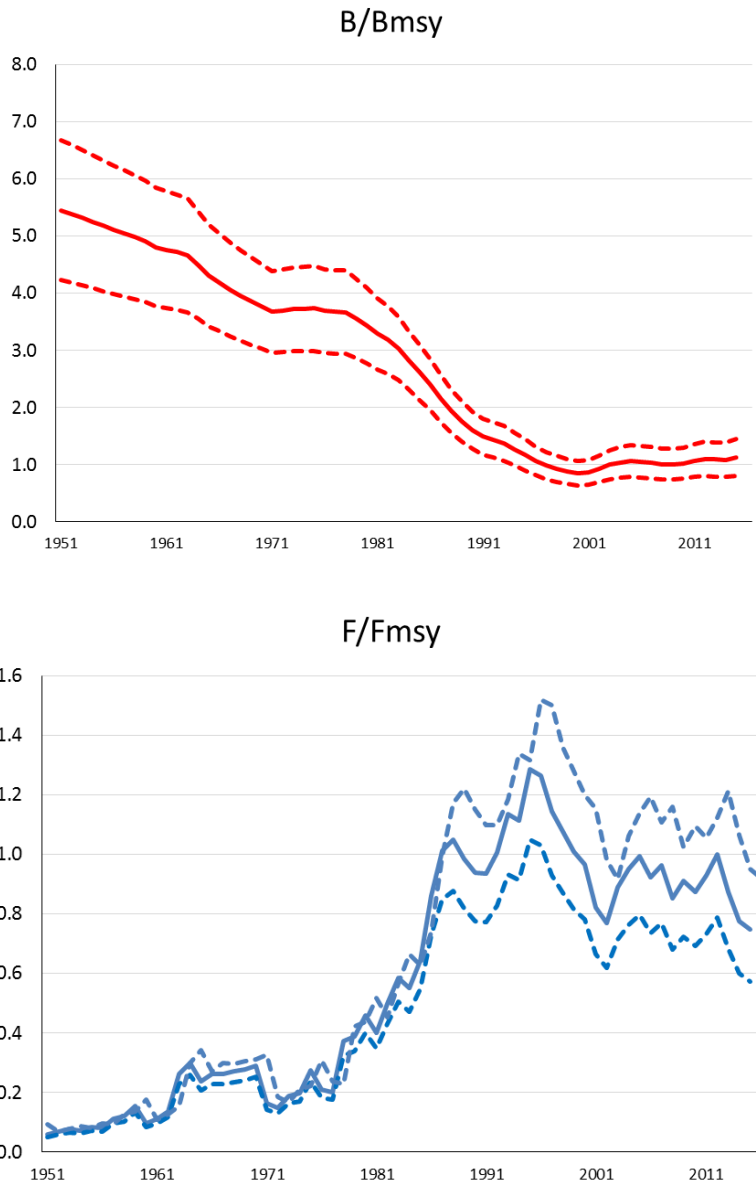
**Figure 21.** Biomass and fishing mortality rate relative to MSY levels, from BSP2 for North Atlantic swordfish for (a) the base case model and (b) a model that was the same except that  $B_{MSY}/K$  was equal to 0.4.



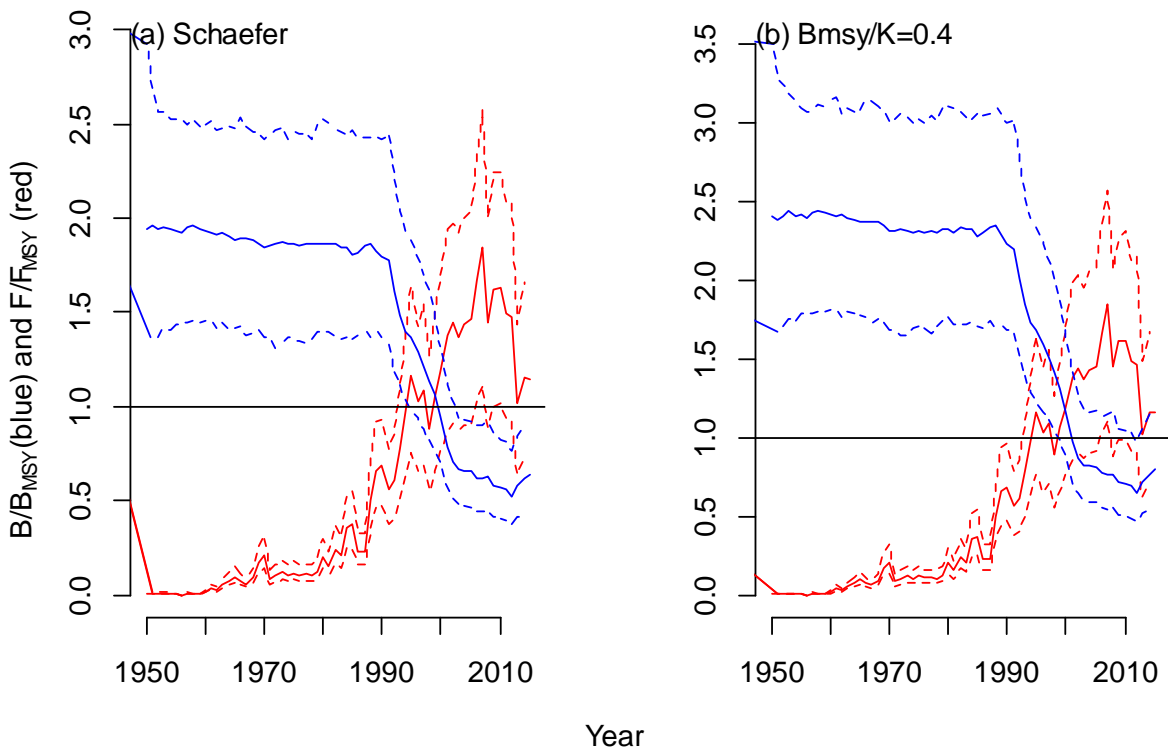
**Figure 22.** Kobe plots for North Atlantic swordfish (6) the base case and (10) a model that was the same except that  $B_{MSY}/K$  was equal to 0.4.



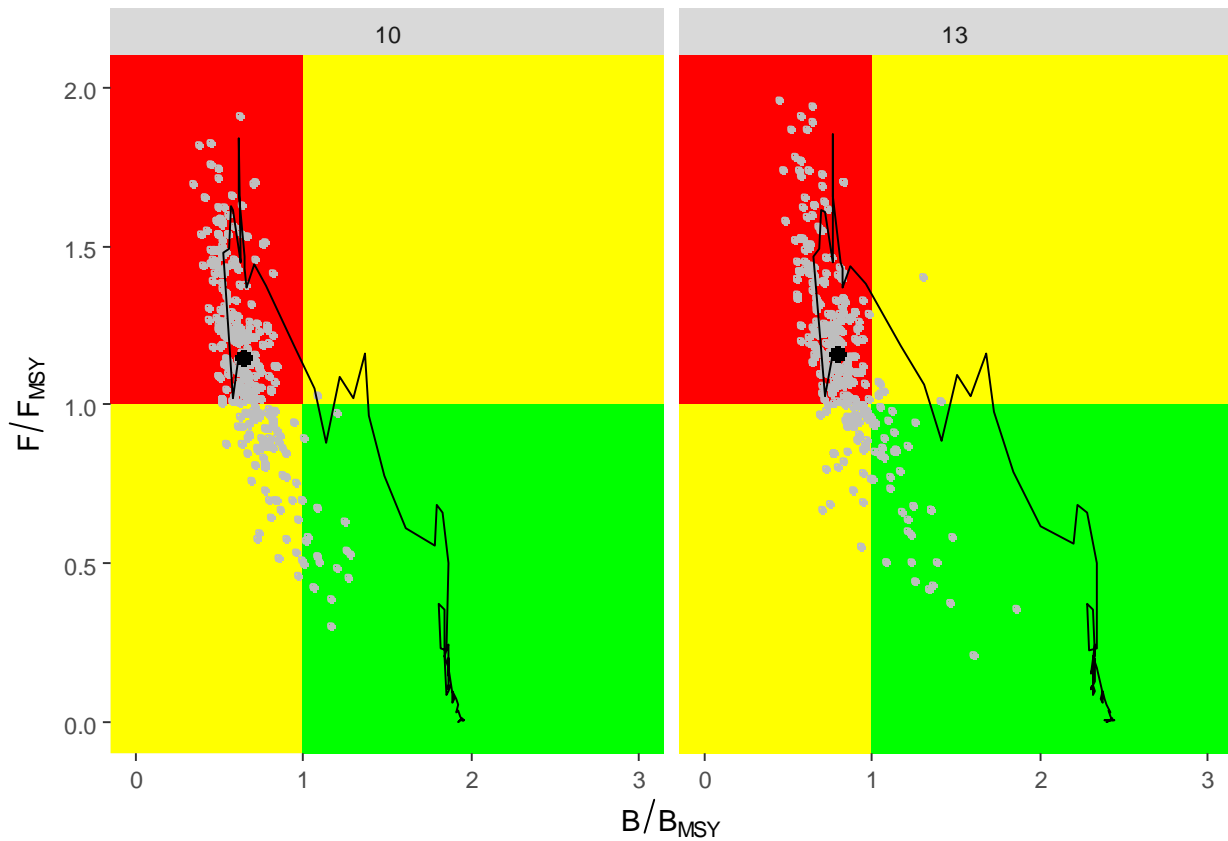
**Figure 23.** Retrospective analysis of yield and biomass for (a) the base case North Atlantic BSP2 model, and (b) the generalized model, showing median production curves and catch plotted against median biomass in each year. Colors indicate the last year of CPUE data used in the fitting.



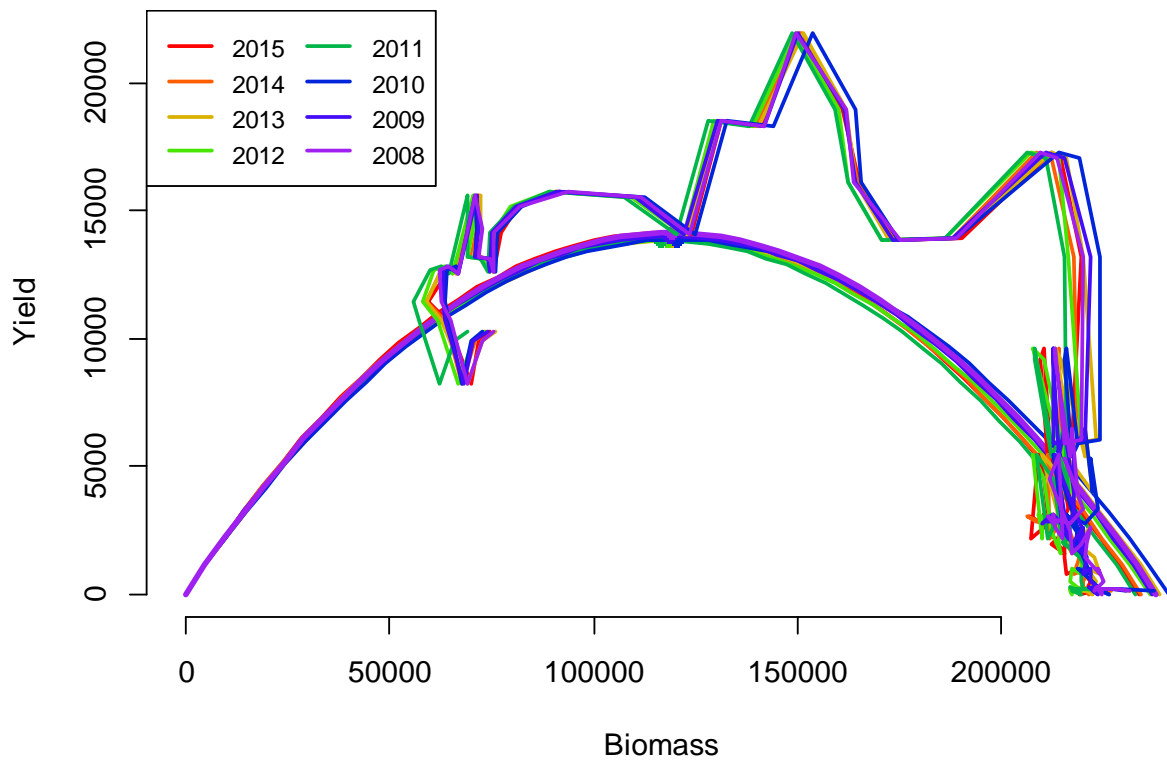
**Figure 24.** The estimates of  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$  for North Atlantic swordfish from the SS model.



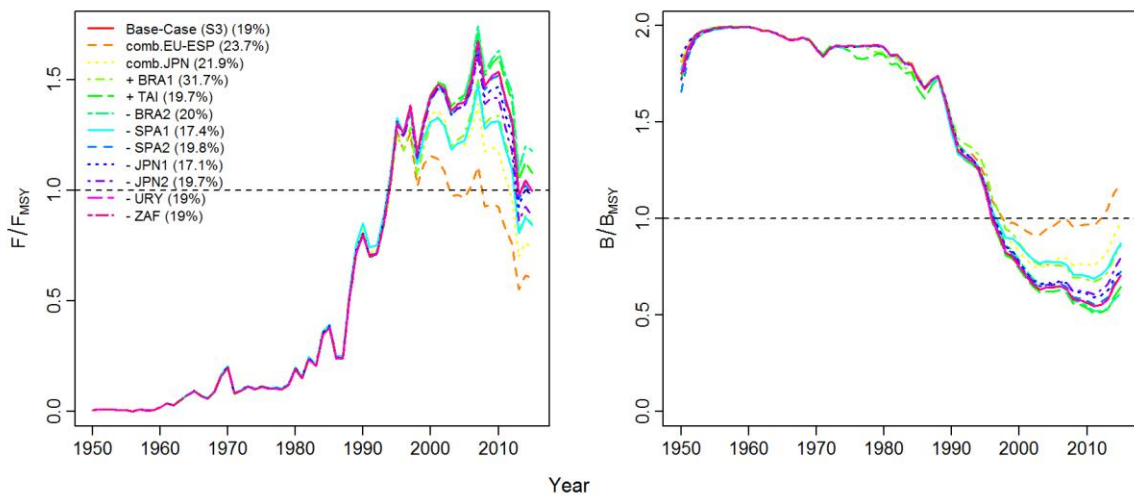
**Figure 25.** Biomass and fishing mortality rate relative to MSY levels, from BSP2 for South Atlantic swordfish for (a) the base case model and (b) a model that was the same except that  $B_{MSY}/K$  was equal to 0.4.



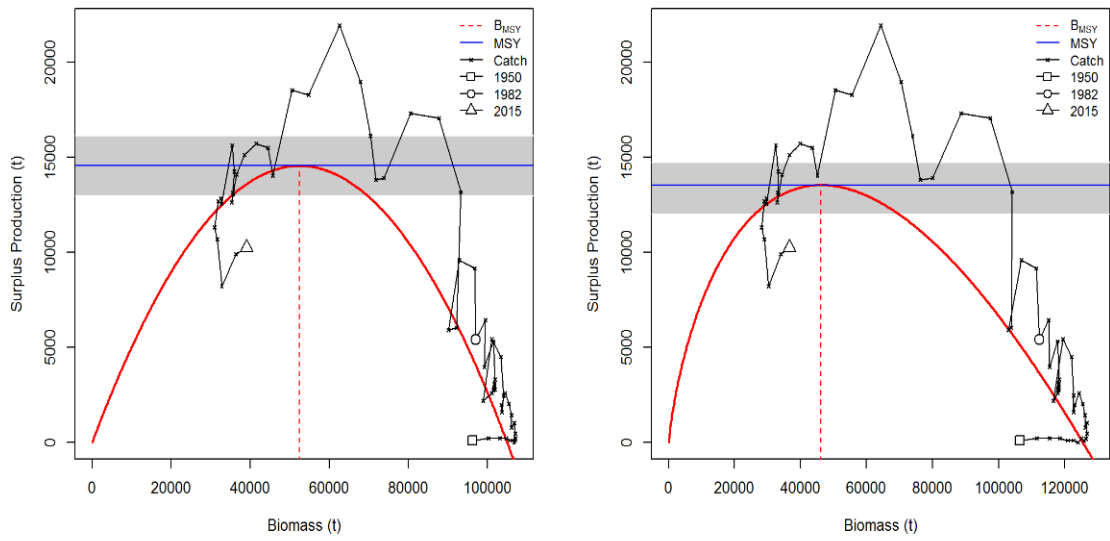
**Figure 26.** Kobe plots from BSP2 for South Atlantic swordfish for (10) the base case, and (13) a model that was the same except that  $B_{MSY}/K$  was equal to 0.4.



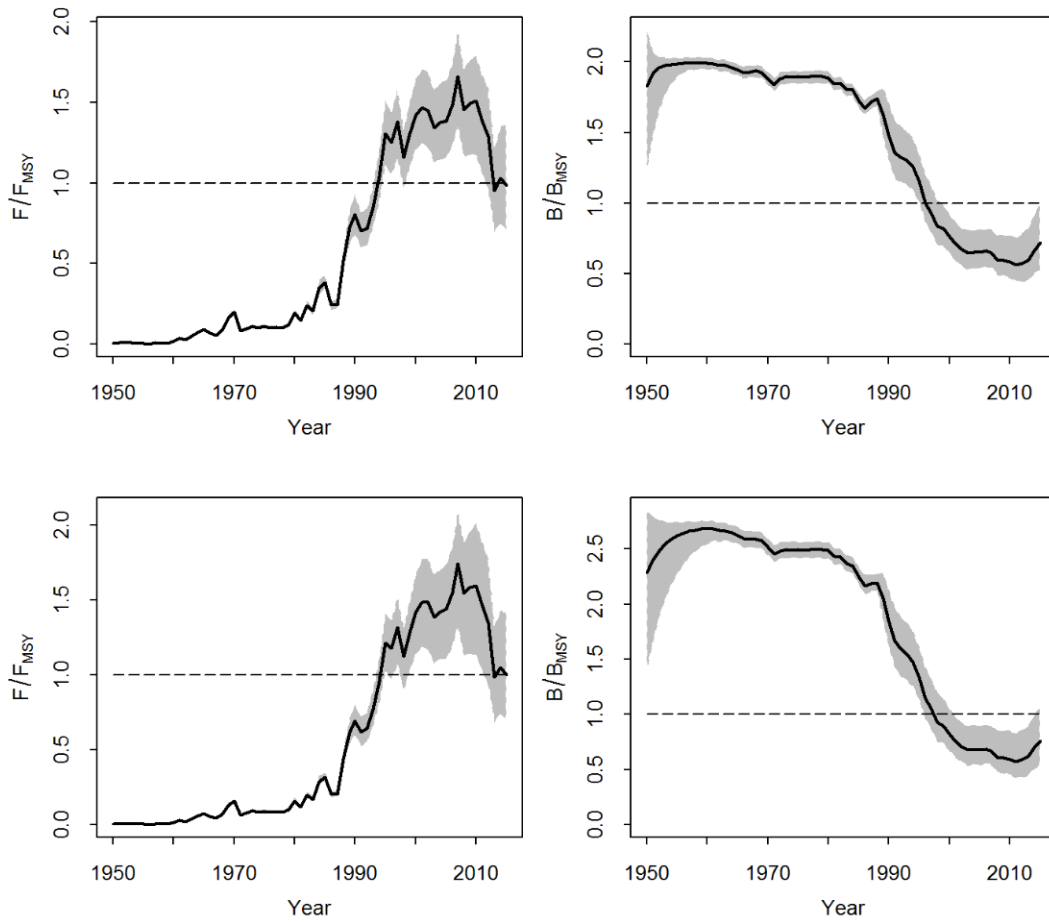
**Figure 27.** Retrospective plot for BSP2 South Atlantic swordfish Schaefer model, showing median production curves and catch plotted against median biomass in each year. Colors indicate the last year of CPUE data used in the fitting.



**Figure 28.** Sensitivity runs for JABBA for  $F/F_{MSY}$  and  $B/B_{MSY}$  (described in **Table 8** of this report) with respect to the Schaefer base-case Scenario adopted for the South Atlantic swordfish base-case scenario. % indicate RMSE of the fits.

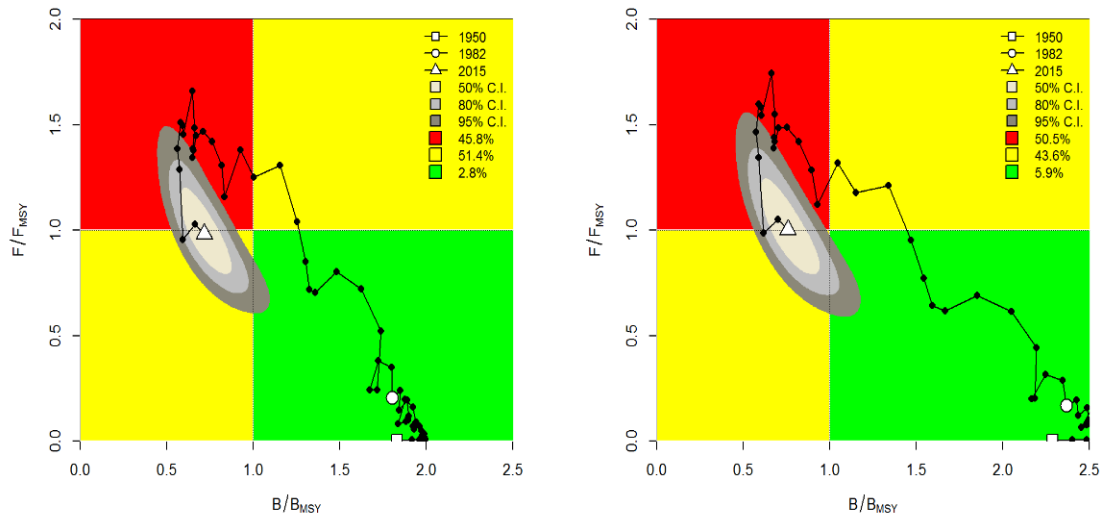


**Figure 29.** Estimated surplus production curves and catch trajectories as a function of biomass shown for the Schaefer\* (left) and Fox (right) models over the period 1950-2015 for the South Atlantic swordfish JABBA stock assessment base-case scenario. MSY estimates are illustrated with 95% C.I.s (grey shaded area). \*Schaefer formulation is used as final base-case model.

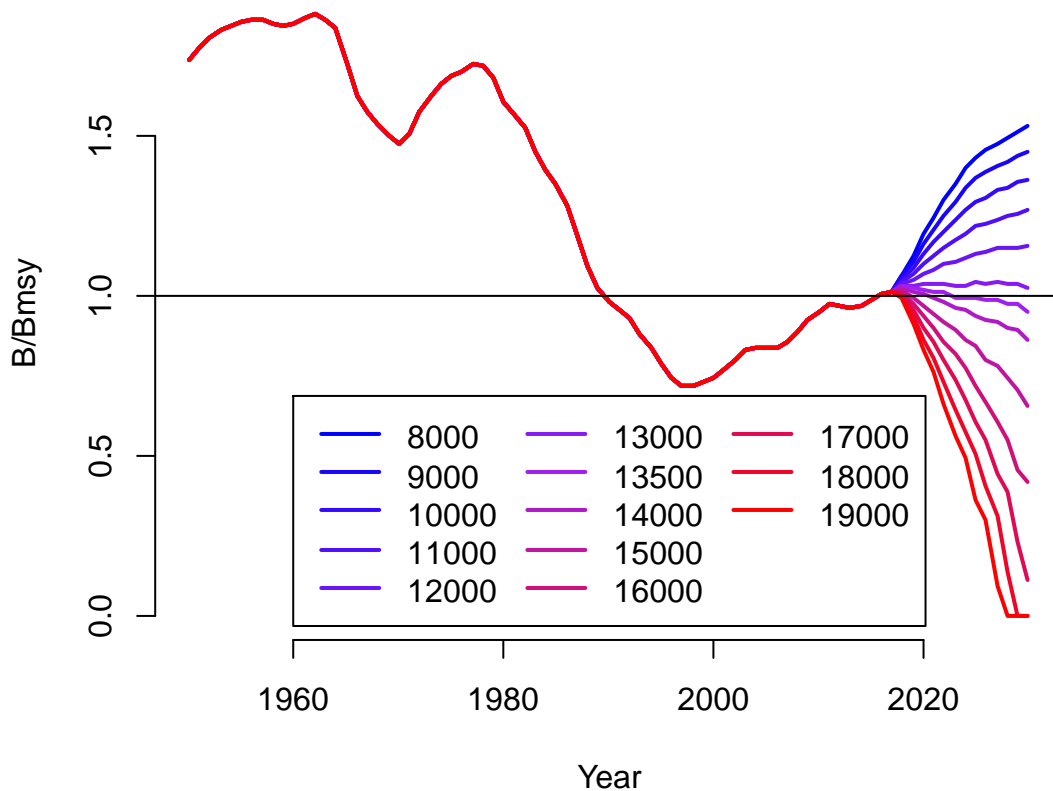


**Figure 30.** Trends of  $F/F_{MSY}$  and  $B/B_{MSY}$  for the period 1950-2015 for the South Atlantic swordfish stock assessment base-case scenario using the Schaefer\* (top panel) and Fox (bottom panel) JABBA models. \*Schaefer formulation is used as final base-case model. Grey shading indicates 95% credibility intervals.

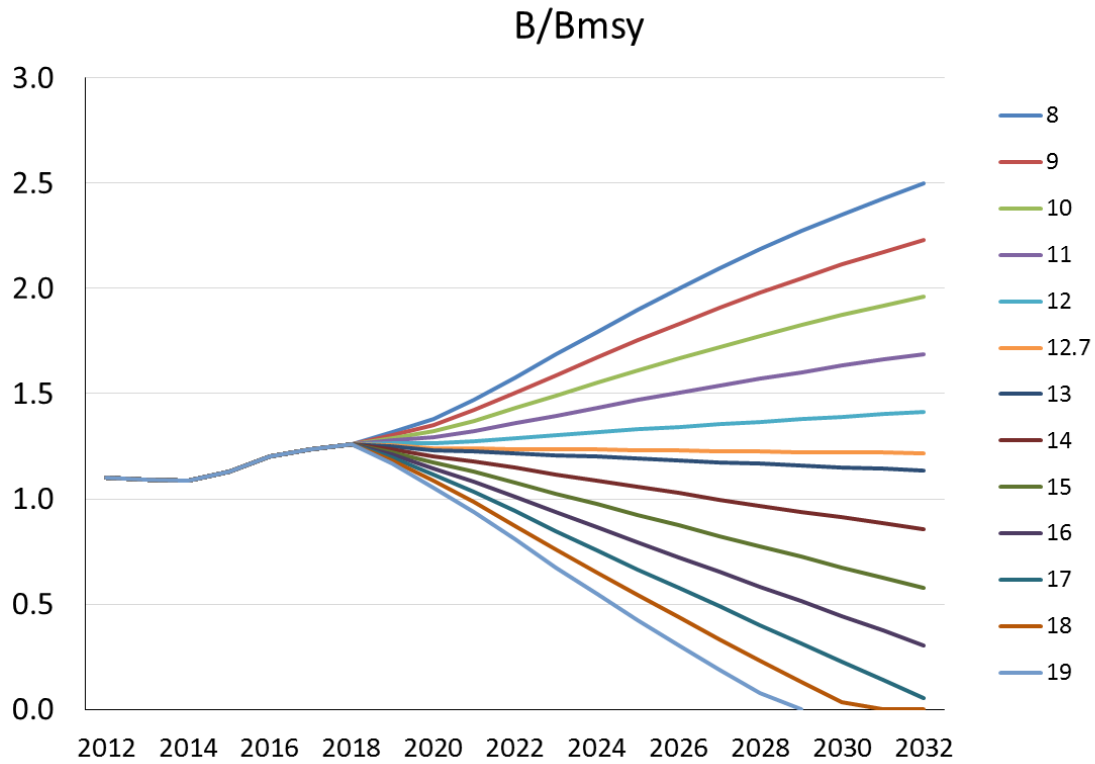




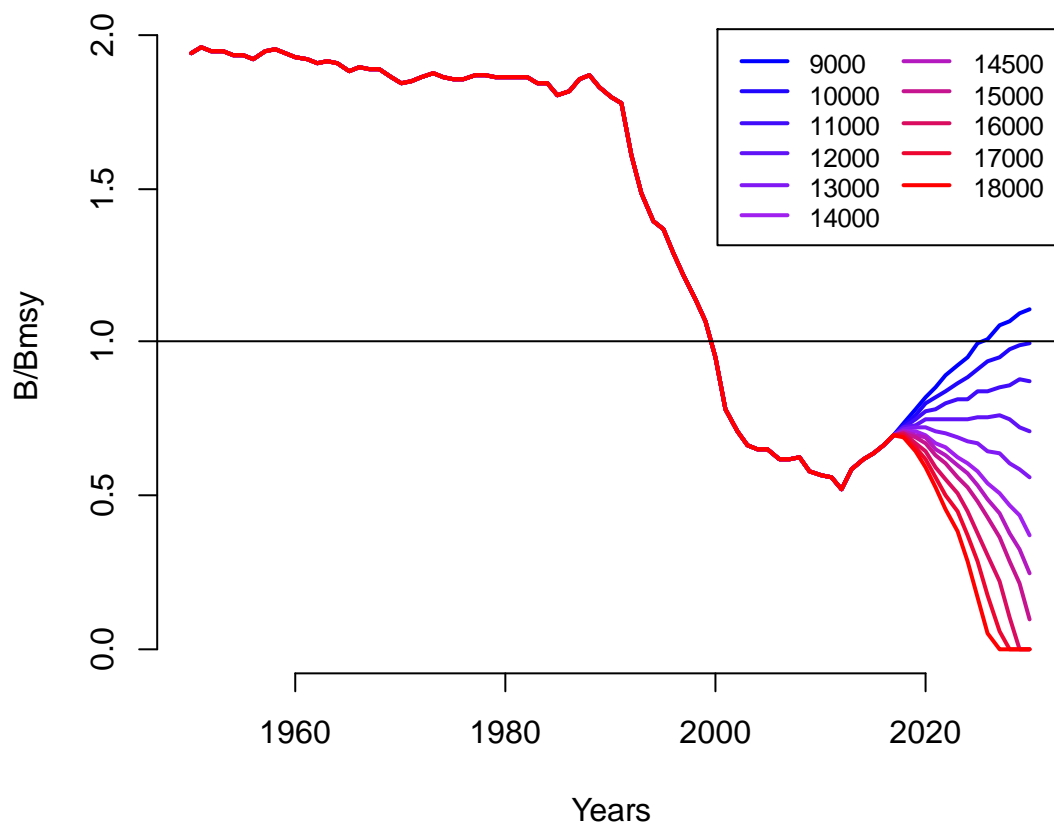
**Figure 31.** Kobe plots for the JABBA Schaefer\* (left) and Fox (right) models, showing the estimated trajectories (1950-2015) of  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$  for the base-case scenario for the South Atlantic swordfish stock assessment. Different grey shaded areas denote the 50%, 80% and 95% credibility interval for the final assessment years. \*Schaefer formulation is used as final base-case model. The proportion of points falling within each quadrant is indicated in the figure legend.



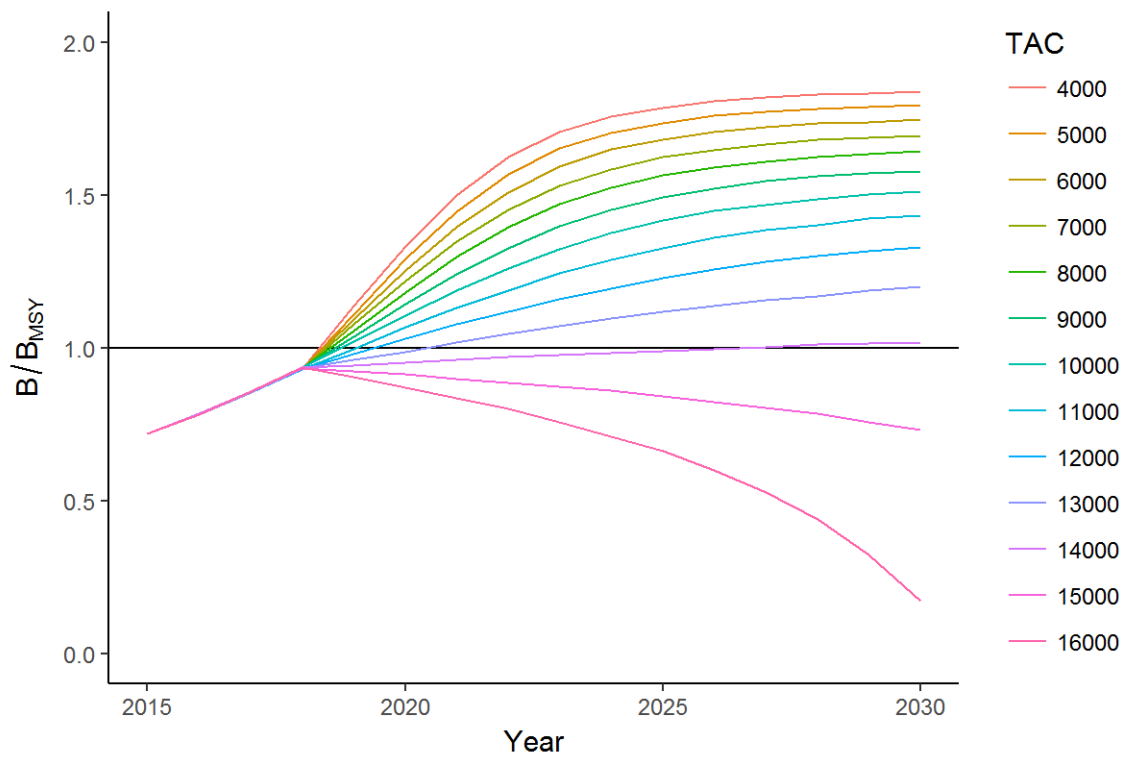
**Figure 32.** Projections for  $B/B_{MSY}$  of North Atlantic swordfish base case, which is the BSP2 Schaefer model, for various levels of future catch.



**Figure 33.** Projections for  $B/B_{MSY}$  of North Atlantic swordfish from the SS model for various levels of future catch.



**Figure 34.** Projections for  $B/B_{MSY}$  of South Atlantic swordfish BSP2 Schaefer model, for various levels of future catch.



**Figure 35.** Projections based on the Schaefer model base case for South Atlantic swordfish for various levels of future catch. The initial catch for the years 2016-2017 was set to the 2016 preliminary total catch reports of 10,056 t. The dashed line denotes  $B_{MSY}$ .

**Agenda**

1. Opening, adoption of Agenda and meeting arrangements
2. Summary of available data submitted by the assessment data deadline (30 April, 2017)
  - 2.1 Catches
  - 2.2 Biology
  - 2.3 Length compositions
  - 2.4 Other relevant data
3. Catch data, including catch at size and fisheries trends
4. Relative abundance indices: overview of indexes to be used - provided CPUE index by the data deadline (30 April, 2017)
  - 4.1 Relative abundance indices – North
  - 4.2 Relative abundance indices – South
5. Methods and other data relevant to the assessment
  - 5.1 Methods – North
  - 5.2 Methods – South
6. Stock status results
  - 6.1 Stock status – North
  - 6.2 Stock status – South
7. Projections
  - 7.1 Projections – North
  - 7.2 Projections – South
8. Limit reference points
9. Recommendations
  - 9.1 Research and Statistics
  - 9.2 Management
10. Other matters
11. Adoption of the report and closure

## List of Participants

**CONTRACTING PARTIES****BRAZIL****Andrade, Humber**

UFRPE/DEPAq, Laboratório de Modelagem Estatística Aplicada (MOE), Rua Dom Manuel de Medeiros, s/n, Dois Irmaos, 52171.900 Recife-PE

Tel: + 55 81 3320 6530, Fax: + 55 81 3320 6501, E-Mail: humber.andrade@gmail.com

**CANADA****Hanke, Alexander**

Scientific, St. Andrews Biological Station/ Biological Station, Fisheries and Oceans Canada, 531 Brandy Cove Road, St. Andrews New Brunswick E5B 2L9

Tel: +1 506 529 5912, Fax: +1 506 529 5862, E-Mail: alex.hanke@dfo-mpo.gc.ca

**Melvin, Gary**

Biological Station - Fisheries and Oceans Canada, Department of Fisheries and Oceans, 531 Brandy Cove Road, St. Andrews, New Brunswick E5B 2L9

Tel: +1 506 529 5874, Fax: +1 506 529 5862, E-Mail: gary.melvin@dfo-mpo.gc.ca

**CÔTE D'IVOIRE****Bahou, Laurent**

Chercheur Hydrobiologiste, Centre de Recherches Océanologiques de Côte d'Ivoire, 29 Rue des pêcheurs, Treinchville, BP V 18 Abidjan 01

Tel: +225 084 02024, Fax: +225 213 51155, E-Mail: lbahoucrothon@yahoo.fr

**EUROPEAN UNION****Coelho, Rui**

Portuguese Institute for the Ocean and Atmosphere, I.P. (IPMA), Avenida 5 de Outubro, s/n, 8700-305 Olhão, Portugal

Tel: +351 289 700 504, E-Mail: rpcoelho@ipma.pt

**Fernández Costa, Jose Ramón**

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía - C. Costero de A Coruña, Paseo Marítimo Alcalde Francisco Vázquez, 10 - P.O. Box 130, 15001 A Coruña, Spain

Tel: +34 981 218 151, Fax: +34 981 229 077, E-Mail: jose.costa@co.ieo.es

**Ortiz de Urbina, José María**

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C. O de Málaga, Puerto Pesquero s/n, 29640 Fuengirola Málaga, Spain

Tel: +34 952 197 124, Fax: +34 952 463 808, E-Mail: urbina@ma.ieo.es

**Rosa, Daniela**

IPMA - Portuguese Institute for the Ocean and Atmosphere, Av. 5 de Outubro s/n, 8700-305 Olhao, Portugal

Tel: +351 289 700 500, E-Mail: daniela.rosa@ipma.pt

**JAPAN****Satoh, Keisuke**

Tuna Fisheries Resources Group, Tuna and Skipjack Resources Division, National Research Institute of Far Seas Fisheries, Japan Fisheries Research and Education Agency, 5-7-1, Chome Orido, Shizuoka-Shi Shimizu-Ku 424-8633

Tel: +81 54 336 6044, Fax: +81 54 335 9642, E-Mail: kstu21@fra.affrc.go.jp

**MOROCCO****Abdellah, Ikkiss**

Centre régional de l'Institut national de Recherche Halieutique, Dakhda

Tel: +212 662 276 541, E-Mail: ikkiss.abdel@gmail.com

**Zahraoui, Mohamed**

Ingénieur en Chef à la Division de la Protection des Ressources Halieutiques, Ministère de l'Agriculture et de la Pêche Maritime, Service de l'Application de la Réglementation et de la Police Administrative, Nouveau Quartier Administratif, BP 476, Haut Agdal, Rabat

Tel: +212 666 155999, Fax: +212 537 688 134, E-Mail: zahraoui@mpm.gov.ma; zahraouiay@gmail.com

**NAMIBIA****Kathena**, Johannes NduvudiSenior Fisheries Biologist, Ministry of Fisheries and Marine Resources - NatMIRC, Strand Street, Box 912, Swakopmund  
Tel: +264 64 410 1000, Fax: +264 64 404 385, E-Mail: John.Kathena@mfmr.gov.na**SOUTH AFRICA****Parker**, DenhamDepartment of Agriculture, Forestry and Fisheries (DAFF), Fisheries Branch, 8012 Foreshore, Cape Town  
Tel: +27 21 402 3165, E-Mail: DenhamP@DAFF.gov.za**Winker**, HenningScientist: Research Resource, Centre for Statistics in Ecology, Environment and Conservation (SEEC), Department of Agriculture, Forestry and Fisheries (DAFF), Fisheries Branch, 8012 Foreshore, Cape Town  
Tel: +27 21 402 3515, E-Mail: henningW@DAFF.gov.za; henning.winker@gmail.com**UNITED STATES****Babcock**, ElizabethRosenstiel School of Marine and Atmospheric Science, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33133  
Tel: +1 305 421 4852, Fax: +1 305 421 4600, E-Mail: ebabcock@rsmas.miami.edu**Brown**, Craig A.Chief, Highly Migratory Species Branch, Sustainable Fisheries Division, NOAA Fisheries Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149  
Tel: +1 305 586 6589, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: craig.brown@noaa.gov**Díaz**, GuillermoNOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149  
Tel: +1 305 898 4035, E-Mail: guillermo.diaz@noaa.gov**Schirripa**, MichaelNOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149  
Tel: +1 305 361 4568, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: michael.schirripa@noaa.gov**URUGUAY****Forselledo**, RodrigoDirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Laboratorio de Recursos Pelágicos, Constituyente 1497, 11200 Montevideo  
Tel: +598 2400 46 89, Fax: +598 2401 32 16, E-Mail: rforselledo@gmail.com**VENEZUELA****Arocha**, FreddyInstituto Oceanográfico de Venezuela, Universidad de Oriente, A.P. 204, 6101 Cumaná Estado Sucre  
Tel: +58-293-400-2111 - movil: 58 416 693 0389, Fax: E-Mail: farocha@udo.edu.ve; farochap@gmail.com***OBSERVERS FROM COOPERATING NON-CONTRACTING PARTIES, ENTITIES, FISHING ENTITIES*****CHINESE TAIPEI****Su**, Nan-JayAssistant Professor, Department of Environmental Biology and Fisheries Science, No. 2 Pei-Ning Rd. Keelung  
Tel: +886 2 2462-2192 #5046, E-Mail: nanjay@ntou.edu.tw***OBSERVERS FROM NON-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS*****MARINE STEWARDSHIP COUNCIL - MSC****Gascoigne**, Joanna (Jo)MSC, Gwernfor, Spring Hill, Dinas Cross, Newport SA42 0XA, United Kingdom  
Tel: +44 749 646 8968, E-Mail: jo.gascoigne@cantab.net**SCRS CHAIRMAN****Die**, DavidSCRS Chairman, Cooperative Institute of Marine and Atmospheric Studies, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33149, United States  
Tel: +1 673 985 817, Fax: +1 305 421 4221, E-Mail: ddie@rsmas.miami.edu

\*\*\*\*\*

**ICCAT Secretariat/ Secrétariat de l'ICCAT/ Secretaría de ICCAT**  
C/ Corazón de María 8 – 6th floor, 28002 Madrid – Spain  
Tel: +34 91 416 56 00; Fax: +34 91 415 26 12; E-mail: info@iccat.int

**Neves dos Santos, Miguel**  
**De Bruyn, Paul**  
**Kell, Laurence**  
**Ortiz, Mauricio**

## List of Papers and Presentations

Reference	Title	Authors
SCRS/2017/102	North Atlantic swordfish biomass dynamic stock assessment revisited	Kell, L.T.
SCRS/2017/105	Updated standardized catch rates for the North Atlantic stock of swordfish ( <i>Xiphias gladius</i> ) from the Spanish surface longline fleet for the period 1986-2015	García-Cortés B., Ramos-Cartelle A., Fernández-Costa J. and Mejuto J.
SCRS/2017/106	Updated standardized catch rates for South Atlantic stock of swordfish ( <i>Xiphias gladius</i> ) from the Spanish longline fleet for the period 1989-201	Ramos-Cartelle A., García-Cortés B., Fernández-Costa J. and Mejuto J.
SCRS/2017/107	Standardized catch rates in number of fish by age for the North Atlantic swordfish ( <i>Xiphias gladius</i> ) inferred from the Spanish longline fleet for the period 1982-2015	Mejuto J., García-Cortés B., Ramos-Cartelle A. and Fernández-Costa J.
SCRS/2017/127	Model validation using prediction residuals	Kell L.T.
SCRS/2017/133	Creating a Species Distribution Model for Swordfish: Evaluations of Initial Habitat Variables	Goodyear C.P., Schirripa M. and Forrestal F.
SCRS/2017/134	Size distributions of Swordfish ( <i>Xiphias gladius</i> ) in the Caribbean Sea and adjacent waters of the Western Central Atlantic, from observer data of the Venezuelan longline fisheries	Arocha F., Marcano J.H., Evaristo E. and Gutiérrez X.
SCRS/2017/136	Catch-at-size and age analysis for Atlantic swordfish	Hanke A., Kell L.T. and Coelho R.
SCRS/2017/137	Updated combined biomass index of abundance of North Atlantic Swordfish stock 1963-2016	Ortiz M., Mejuto J., Hanke A., Ijima H., Walter J., Coelho R. and Ikkiss A.
SCRS/2017/138	Standardization of the Catch Per Unit of Effort for Swordfish ( <i>Xiphias gladius</i> ) for the South African longline fishery	Parker D., Winker H., West W. and Kerwath S.E.
SCRS/2017/142	Sexual proportion of swordfish ( <i>Xiphias gladius</i> ) caught by Brazilian fleet in Southwest Atlantic	Andrade H.A.
SCRS/2017/143	Resiliency for North Atlantic Swordfish using life history parameters	Sharma R. and Arocha F.
SCRS/2017/144	CPUE standardization of swordfish ( <i>Xiphias gladius</i> ) for the Taiwanese tuna longline fishery in the North Atlantic Ocean for 1968-2015	Su N-J. and Sun C-L.
SCRS/2017/145	Standardizing catch and effort of the Taiwanese distant-water longline fishery in the South Atlantic Ocean swordfish ( <i>Xiphias gladius</i> ), 1968-2015	Su N-J. and Sun C-L.
SCRS/P/2017/023	A North Atlantic swordfish assessment 2017 using stock synthesis	Schirripa M.
SCRS/P/2017/026	Hooking mortality of swordfish, <i>Xhipias gladius</i> , caught by longliners in the southwestern Atlantic Ocean	Forselledo R., Mas F. and Domingo A.
SCRS/P/2017/027	JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment for South Atlantic swordfish	Winker H., Carvalho F., Parker D. and Kerwath S.



**SCRS Document summaries as provided by the authors**

*SCRS/2017/102* – North Atlantic swordfish was last assessed in 2013 using a biomass stock assessment model coded in the ASPIC software package. Since then ICCAT has developed a harvest control rule using Management Strategy Evaluation using a Management Procedure based on a biomass dynamic stock assessment package implemented in FLR. In this paper we compare the ASPIC and the R based assessments. We also include a range of diagnostics, including the Jackknife, not previously considered at the last assessment.

*SCRS/2017/105* – Log-normal Generalized Linear Models (GLM) were used to update the standardized catch rates (in number of fish and weight) of the Spanish surface longline fleet targeting swordfish during the period 1986-2015. Factors such as area, quarter, gear and bait as well as the fishing strategy - based on the ratio between the two most prevalent species and those most highly valued by skippers - were considered. The base case models explained 51% and 53% of CPUE variability in number and weight, respectively.

*SCRS/2017/106* – Updated standardized catch rates in number and in weight were obtained using General Linear Modeling (GLM) procedures from trips carried out by the Spanish surface longline fleet fishing the South Atlantic swordfish stock during the period 1989-2015. The criteria used to define factors were similar to those used in previous papers as were the models applied. The results explained 65% and 71% of CPUE variability in number and weight, respectively, pointing to very stable standardized CPUE and mean weight trends over time, with a slight increase of abundance in the last year analyzed. The statistical diagnoses were highly satisfactory.

*SCRS/2017/107* – Standardized catch rates in number of fish for ages 1-5+ were updated using log-normal General Linear Modeling (GLM) from trips carried out by the Spanish surface longline fleet targeting swordfish in the North Atlantic stock. Indices were developed for a 34-year period (1982-2015) using a sex-combined growth model for ageing the size data per trip. The criteria used to define areas, time periods and models were similar to those used in previous papers. The models also take into consideration other factors such as gear style and the type of trip (target variable) to allow for the two important changes in fishing strategy which have occurred in recent periods. The base case models explained between 42% and 44% of CPUE variability. The standardized CPUE index for age 1 suggests a very positive phase of recruitments between the years 1997-2012, with an overall mean value of slightly more than double compared to the previous period 1982-1996. This positive phase also had positive effects on other ages.

*SCRS/2017/127* – Fisheries management requires decision-making under uncertainty, to take uncertainty about stock dynamics and the quality of data into account stock assessment working groups commonly consider a range of scenarios comprising alternative model structures and datasets. This requires model to be compared and validated. Cross-validation is a technique for evaluating the predictive error of a model by testing it on a set of data not used in fitting. It is conceptually simple, with few parametric or theoretic assumptions, and so can be used for comparisons across different models and datasets. Cross-validation was used to validate stock assessment model scenarios using model-free validation based on prediction residuals, which are the difference between an observation and its out-of-sample predicted value. Examination of prediction residuals for an example based on a biomass dynamic stock assessment of Atlantic swordfish showed that model residuals were not able to identify influential points and the form of the production function was important.

*SCRS/2017/133* – This study develops a species distribution model (SDM) for swordfish using a habitat suitability framework. When suitably parameterized, the model is intended to estimate the time-varying, three dimensional (3D) distribution of swordfish habitat that would be useful for many aspects of stock assessment, including visualizing stock boundaries and estimating abundance from catch per unit effort (CPUE) data. Currently, the model integrates ocean depth, annual average estimated total chlorophyll by latitude and longitude, and temperature and oxygen by latitude, longitude, depth, month and year. Model predictions and general distributions of North Atlantic swordfish catches are used as criteria for the inclusion and treatment of variables. Initial trials demonstrated that the habitat cannot be predicted using temperature and oxygen alone. The inclusion of the spatial annual average productivity via chlorophyll markedly improved distribution predictions. The current formulation predicts the north-south seasonal migration in the North Atlantic but also predicts high abundance in areas of low swordfish catch. Better, time-varying data for ecosystem productivity relevant to swordfish might resolve this problem, but important habitat features may also be missing.

SCRS/2017/134 – Swordfish (*Xiphias gladius*) is caught by the Venezuelan large pelagic fisheries over the past 29 years. The document analyzes the size distribution of swordfish caught by the pelagic longline fishery, namely, the industrial/tuna pelagic longline for the period of 1987-2016, recorded by at-sea scientific observers. A total of 9,327 swordfish records collected were analyzed. Sizes recorded ranged between 41 and 300 cm LJFL. The mean annual sizes were 140.5 cm LJFL for females (n=4577) and 129.8 cm LJFL for males (n=4120); a group of 630 fish with no sex id had a mean annual size of 111.7 cm LJFL, most likely juvenile fish. The largest volume of the overall swordfish catch was around 120 cm LJFL. The size variability in the mean size of males and females was evident in across years and season (months). Annual and seasonal mean sizes of females and males varied between swordfish target fishing years and non-target years.

SCRS/2017/136 – Analyses of the Task II Atlantic swordfish data provide insights into the change in selectivities, Z, size and age composition of both the northern and southern Atlantic swordfish stocks.

SCRS/2017/137 – Surplus Production Models of North Atlantic swordfish have been used in addition to age structured virtual population analyses by ICCAT's SCRS to evaluate the status of the resource and to provide a basis for management advice. Production models require a standardized index of relative abundance in terms of biomass. The standardized biomass index of abundance developed for the 2006, 2008 and 2012 ICCAT-SCRS meetings for north Atlantic swordfish was revised and updated with data through 2015. Generalized Linear Modeling (GLM) procedures were used to standardize swordfish catch (biomass) and effort (number of hooks) data from the major longline fleets operating in the North Atlantic; United States, Spain, Canada, Japan, Morocco and Portugal. As in past analyses, main effects included: year, area, quarter, a nation-operation variable accounting for gear and operational differences thought to influence swordfish catchability, and a target variable to account for trips where fishing operations varied according to the main target species. Interactions among main factors were also evaluated.

SCRS/2017/138 – Swordfish, *Xiphias gladius* is a target species in the South African pelagic longline fleet operating along the west and east coast of South Africa. A standardization of the swordfish CPUE of the South African longline fleet for the time series 2004-2015 was carried out with a Generalized Additive Mixed Model (GAMM) with a Tweedie distributed error. Explanatory variables of the final model included year, month, geographic position (Lat, Long) and a targeting factor with 2 levels, derived by clustering of PCA scores of the root-root transformed, normalized catch composition. Vessel was included as a random effect. Swordfish CPUE had a definitive seasonal trend, with catch rates higher in winter and lower in summer. The standardised CPUE analysis indicates a consistently declining trend over the period 2004-2012, followed by a notable increase between 2012 and the final assessment year 2015.

SCRS/2017/142 – Sexual proportion of swordfish (*Xiphias gladius*) caught in the west of South Atlantic was estimated based on information gathered by the Brazilian Program of Onboard Observers. Proportion of females was higher in the south sector, while the proportion of males was higher in west equatorial sector. Overall the results indicate that there are, to some extent, an spatial sexual segregation during most of the year. Proportions of females and males did not change much over the years. In the mid (along the 30°W meridian) of South Atlantic proportions of females in the catches of boats leased from Honduras and Spain were higher than in the catches of boats leased from Morocco and Panama.

SCRS/2017/143 – North Atlantic SWO have been fished at high F/s until recently, this reduction in fishing pressure rebuilt the populations, and is touted as a success story in ICCAT management. However, reasons for this are not well understood, and we take a mathematical approach to estimating steepness based on life history data and studies, and then use that information in assessing resiliency in time of rebuilding to target and limit reference points for this stock. Steepness is implicitly a very important parameter in this and its effect on resiliency is quantified. In addition, we quantify a construct to assess risk to the stock and the fishery. Reference points set undue burden on either the fisherman or the conservationists, and balancing these risks in a mathematical construct is presented here. While 0.4 BMSY maybe a good target for a limit it creates a high type II error, i.e. failing to protect the stock when needed 80% of the time. If we try to reduce this risk, it increases the risk to a loss in yield when it is not required. We suggest a limit around 0.6 SMSY for this stock so as to balance the risk between the resource and the fishery.

*SCRS/2017/144* – Catch and effort data of swordfish (*Xiphias gladius*) for the Chinese Taipei distant-water tuna longline fishery in the North Atlantic Ocean were standardized for 1968-2015 and by period using a generalized linear model (GLM). Four periods of 1968-2015, 1968-1989, 1990-2015 and 1997-2015 and information on operation type (the number of hooks per basket, HPB, for the model of 1997-2015) were considered in the standardization of CPUE (catch per unit effort) to address the issue of targeting change in this fishery. Abundance indices developed for swordfish for 1968-1989, 1990-2015 and 1997-2015 showed almost identical trends to those derived from the model of entire period (1968-2015). Results were insensitive to the inclusion of gear configuration (HPB) in the model as an explanatory variable. The standardized CPUE trend of swordfish started to decrease in the early 1970s, with another following slight decrease during the 1980s, but suddenly increased to a higher level during the early 1990s due to the targeting change and dropped sharply in the late 1990s, and then the trend stabilized from 1997 until present.

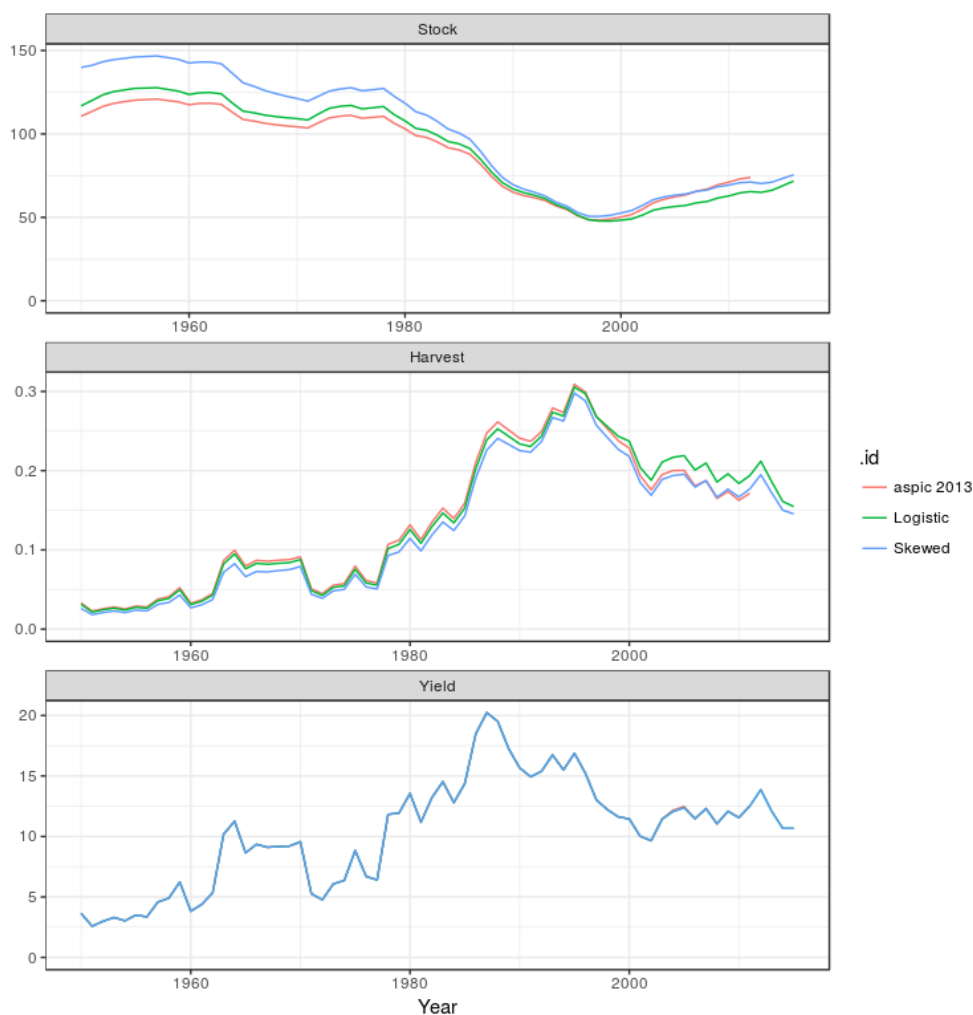
*SCRS/2017/145* – Catch and effort data of the Chinese Taipei distant-water tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean were standardized for swordfish (*Xiphias gladius*) by applying a generalized linear model (GLM). Four periods (1968-2015, 1968-1990, 1991-2015 and 1998-2015) and the information on operation type (i.e. number of hooks per basket, HPB) 1998-2015 were considered in the standardization of CPUE (catch per unit effort) for swordfish to address the issue of targeting change for this fishery. The standardized CPUE of swordfish for 1968-1990 and 1991-2015 were almost identical to the results based on the model applied for the entire period (1968-2015). Inclusion of HPB in the model for 1998-2015 produced similar and consistent trends, with a slight difference in the late 1990s, to that for the 1968-2015. In general, the standardized CPUE series for the South Atlantic swordfish showed a decreasing trend through the 1970s, and relatively stabilized during the 1980s, and then decreased from the early 1990s, with a drop to a lower level in the late 1990s, and stabilized from 1998 until present.

### BioDyn Model formulation and results

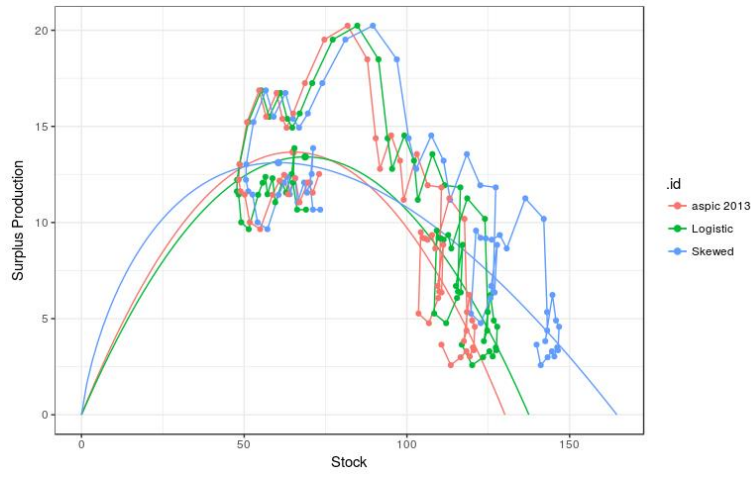
A continuity run was performed using the same setting as in the 2013 assessment, but with the latest dataset, i.e. catch and the combined CPUE up to and including 2015. **Figure 1** contrasts the 2013 run where a logistic production was assumed with two runs using the 2015 data set, for both a logistic and skewed (e.g. Fox) production functions. **Figure 2** shows the production functions and the stock/yield trajectories. **Figure 3** shows the time series relative to reference points. Likelihood profiles are shown for  $r$  in **Figure 4** for the two model scenarios using the latest dataset, and in **Figure 5** for the shape parameter.

Model residual diagnostics are shown in **Figures 6 to 10**. **Figures 11 and 12** show the production functions and trajectories for a retrospective analysis. In the case of the logistic function there is a change in  $B_{MSY}$  and  $MSY$  as more years are included in the analysis.

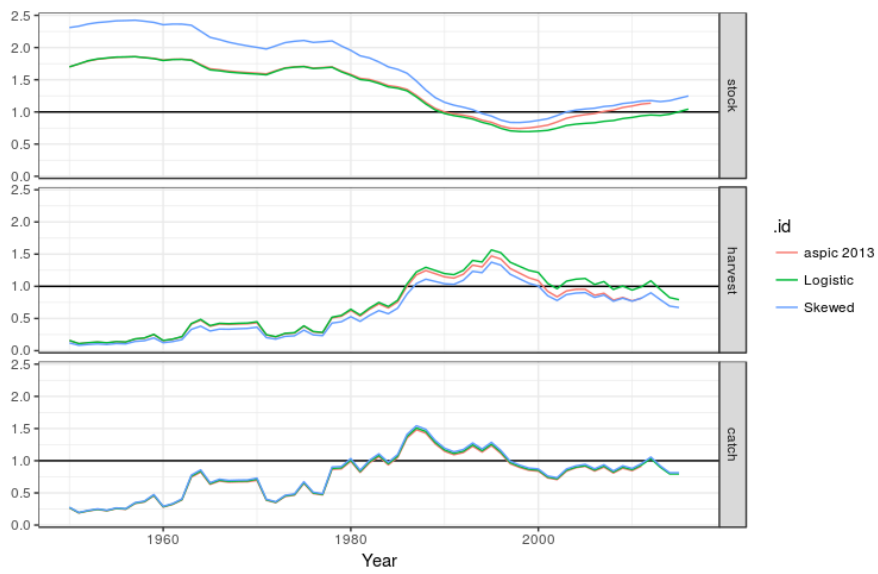
Influence diagrams showing the residual plotted against leverage, with the size of points equal to Cook's Distance statistic, which is a measure of the influence of a point, are presented in **Figure 13**. While **Figure 14** shows the DF Betas for  $r$  and  $K$  for each scenario, **Figure 15** compares DF Beta with Cook's  $D$ . **Figure 16** plots the production function for the logistic and skewed production functions, and the historic trajectory was also shown. **Figure 17 and 18** compare models and prediction residuals. If the variance of the model residuals is significantly lower than the prediction residuals then this would suggest over fitting. Finally **Figure 19** compares the prediction residuals for different lengths of tail cutting. **Figure 20** shows the bootstraps, **Figure 21** the Kobe phase plot, and **Figure 22** the projections.



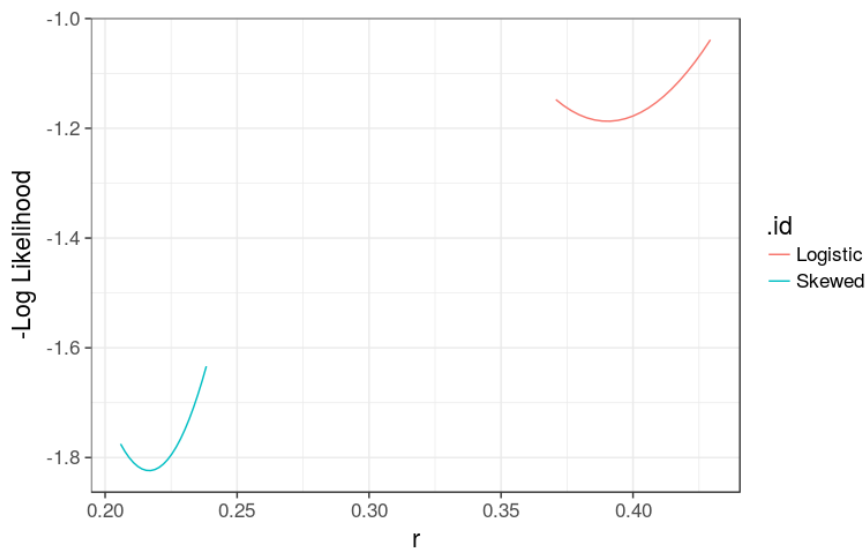
**Figure 1.** A comparison between the logistic production function, and a Pella-Tomlinson production function where the shape parameter was set to 0.001.



**Figure 2.** Production functions with historical trajectories.



**Figure 3.** Time series relative to reference points.



**Figure 4.** Likelihood profiles for  $r$ .

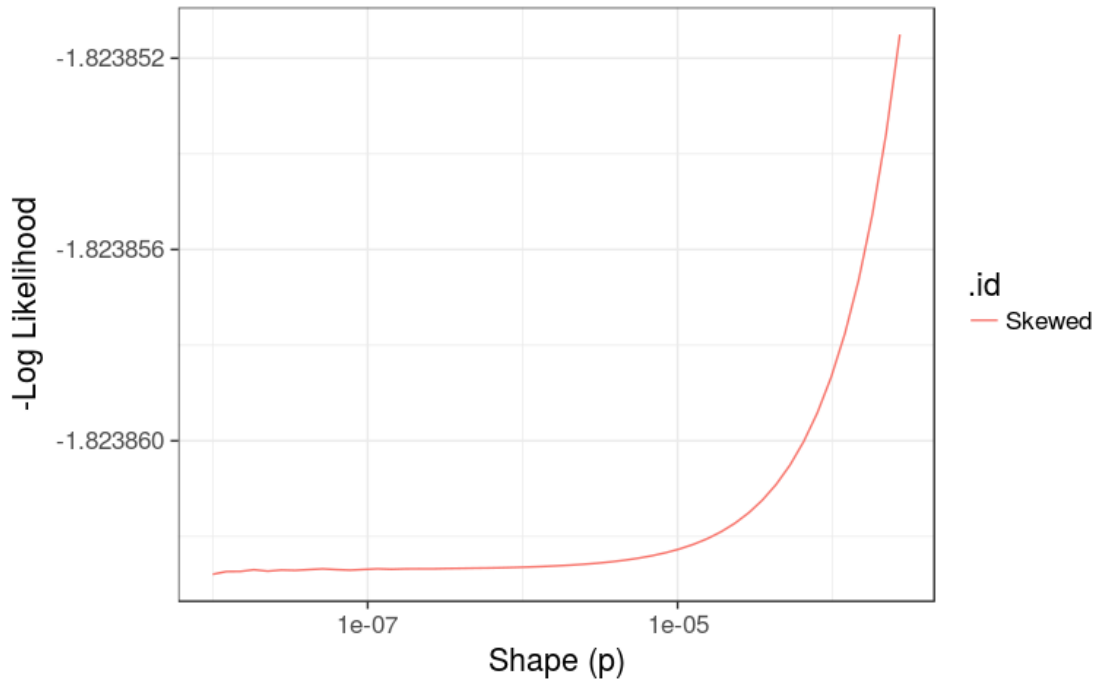


Figure 5. Likelihood profile for p.

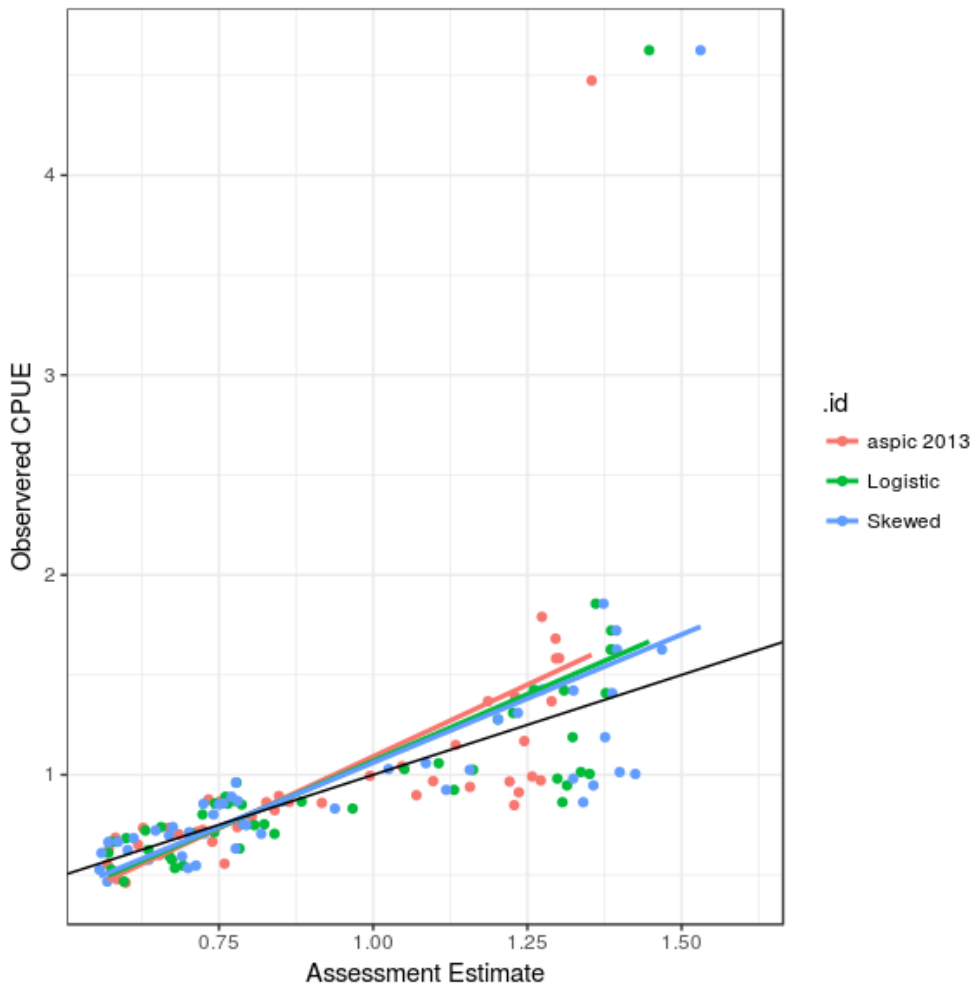


Figure 6. Observed against fitted CPUE points.

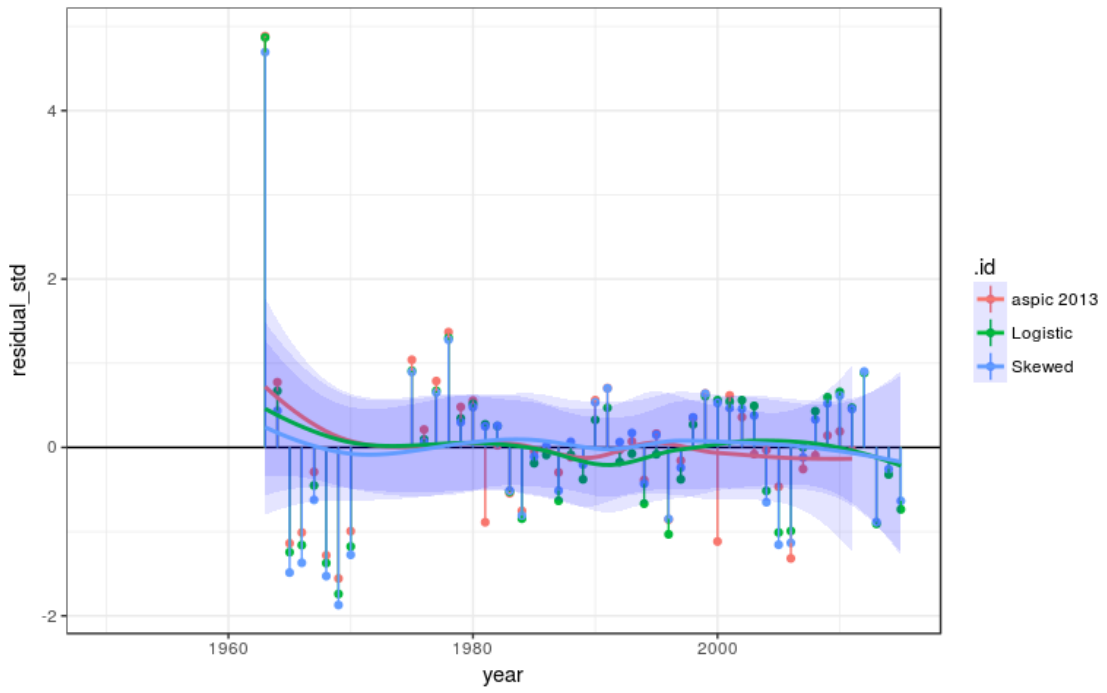


Figure 7. Standardized residuals by year.

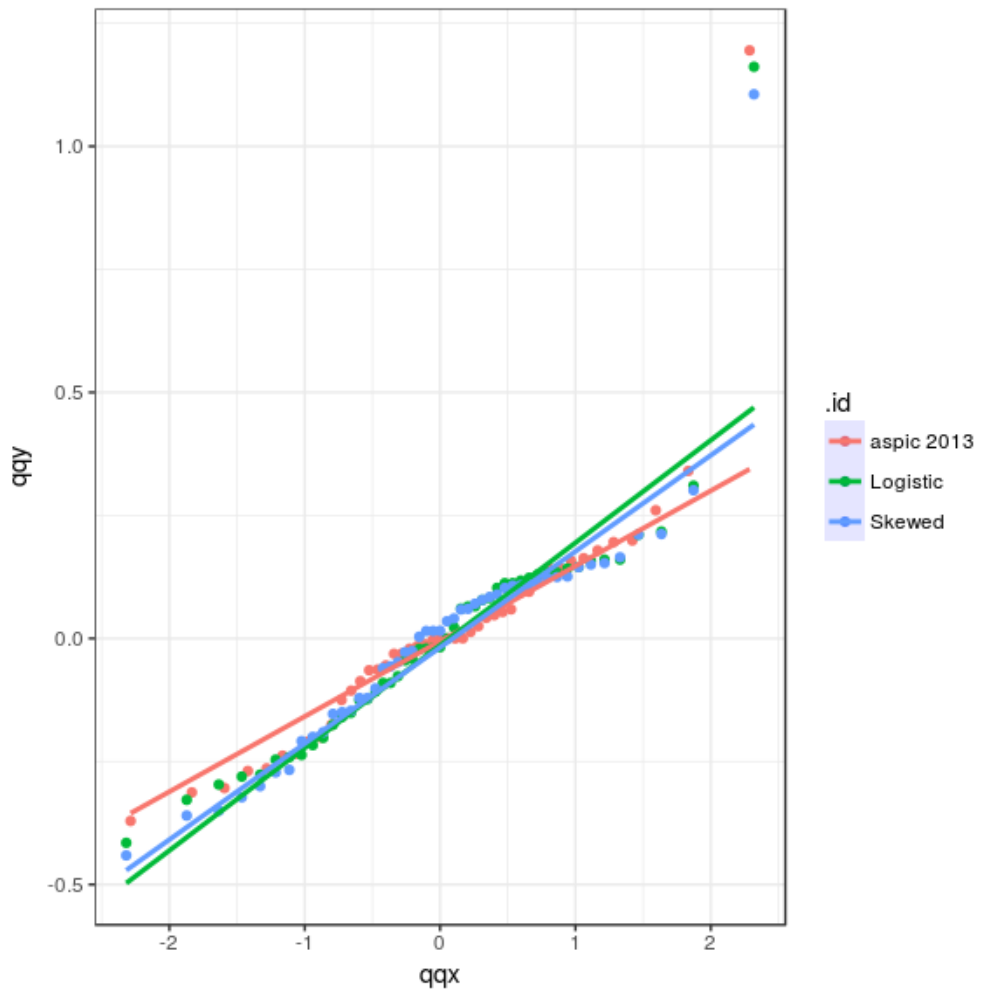
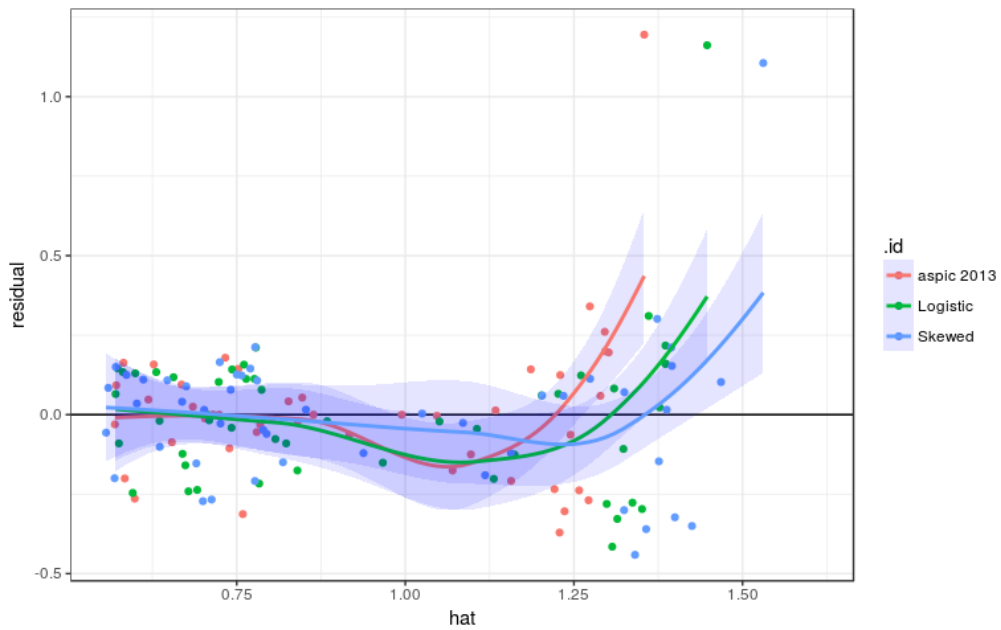
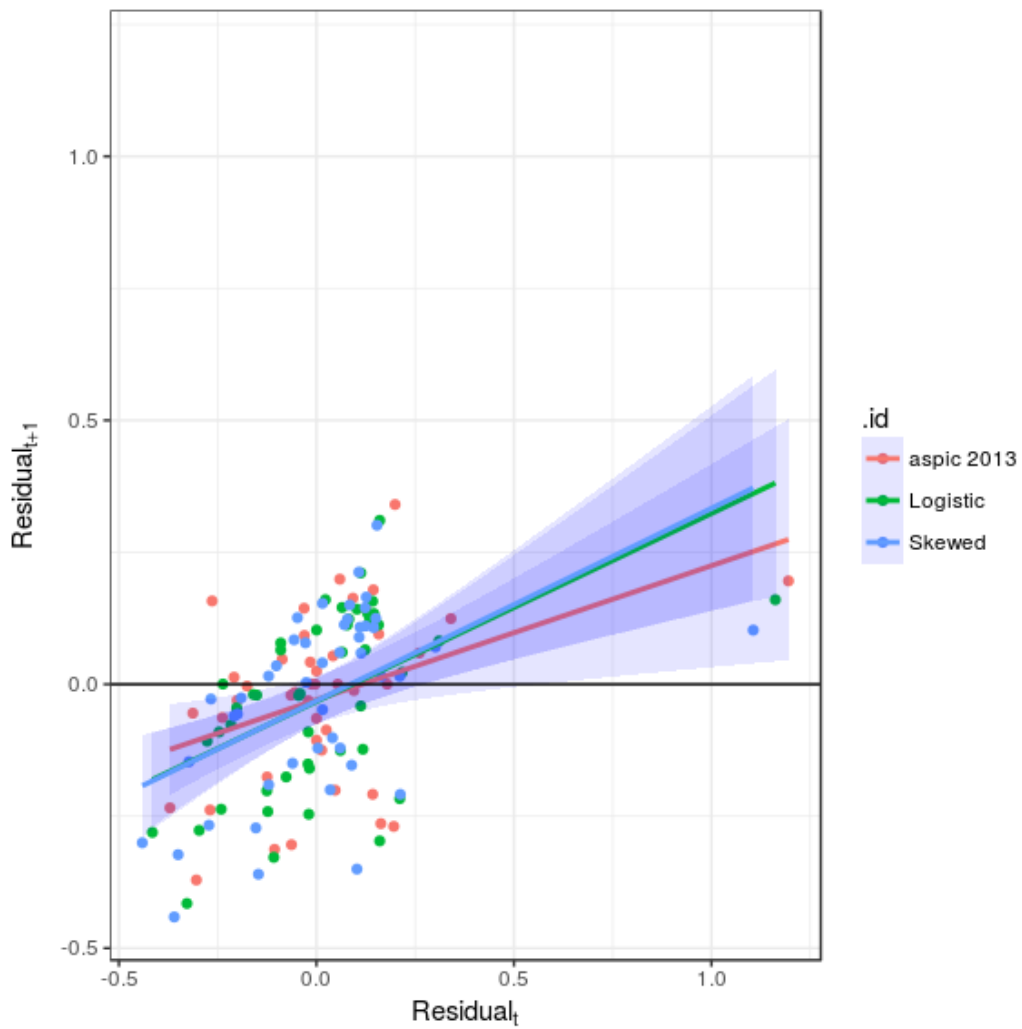


Figure 8. Quantile-quantile plot to check for normality.

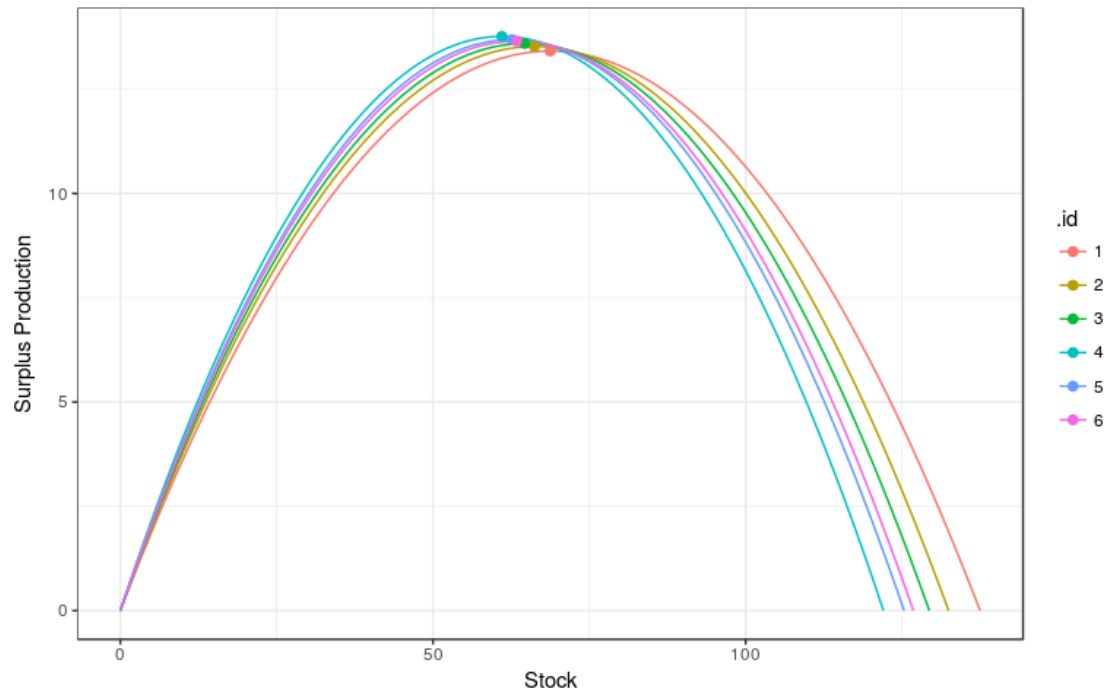


**Figure 9.** Plot of residuals against fitted values to check variance function.

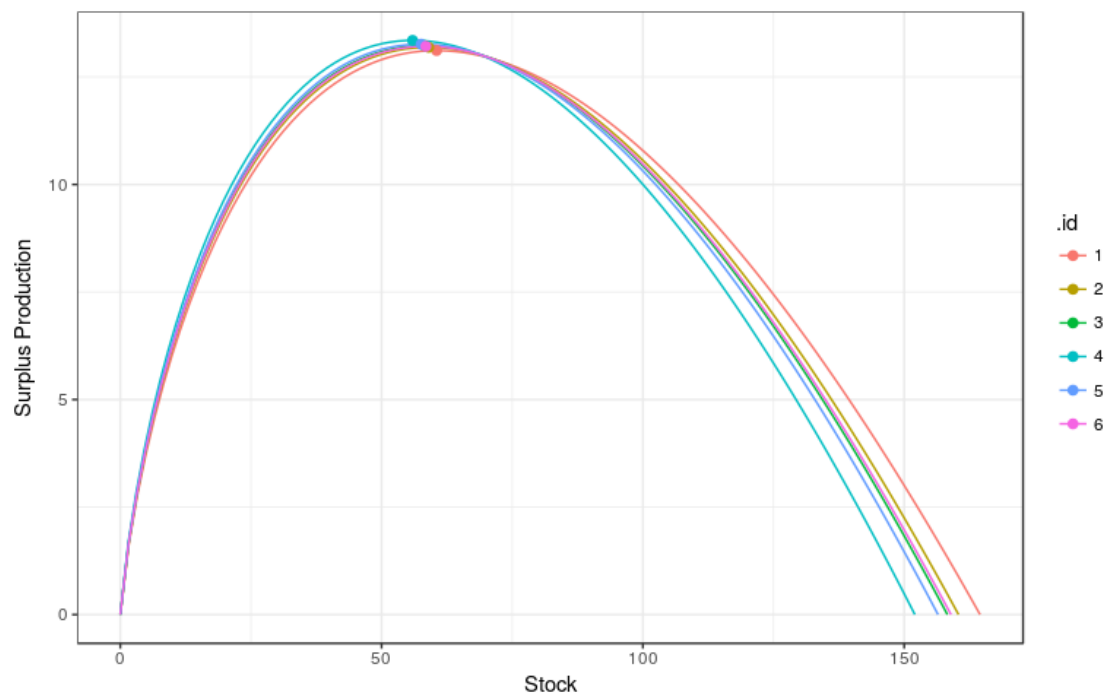


**Figure 10.** Check for autocorrelation.

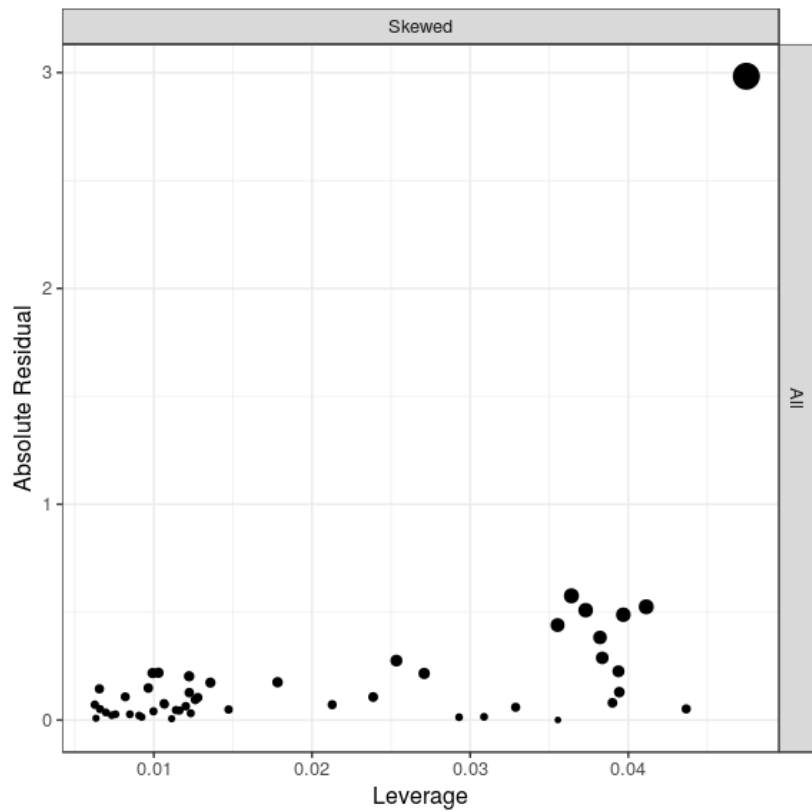




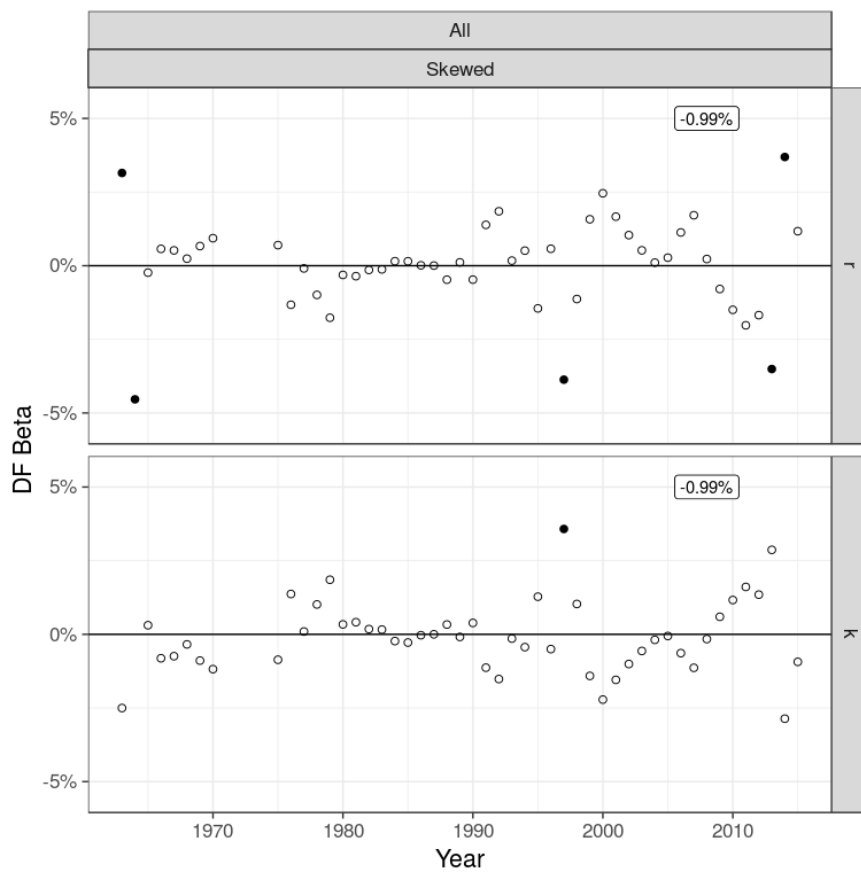
**Figure 11.** Logistic production functions with from retrospective analysis.



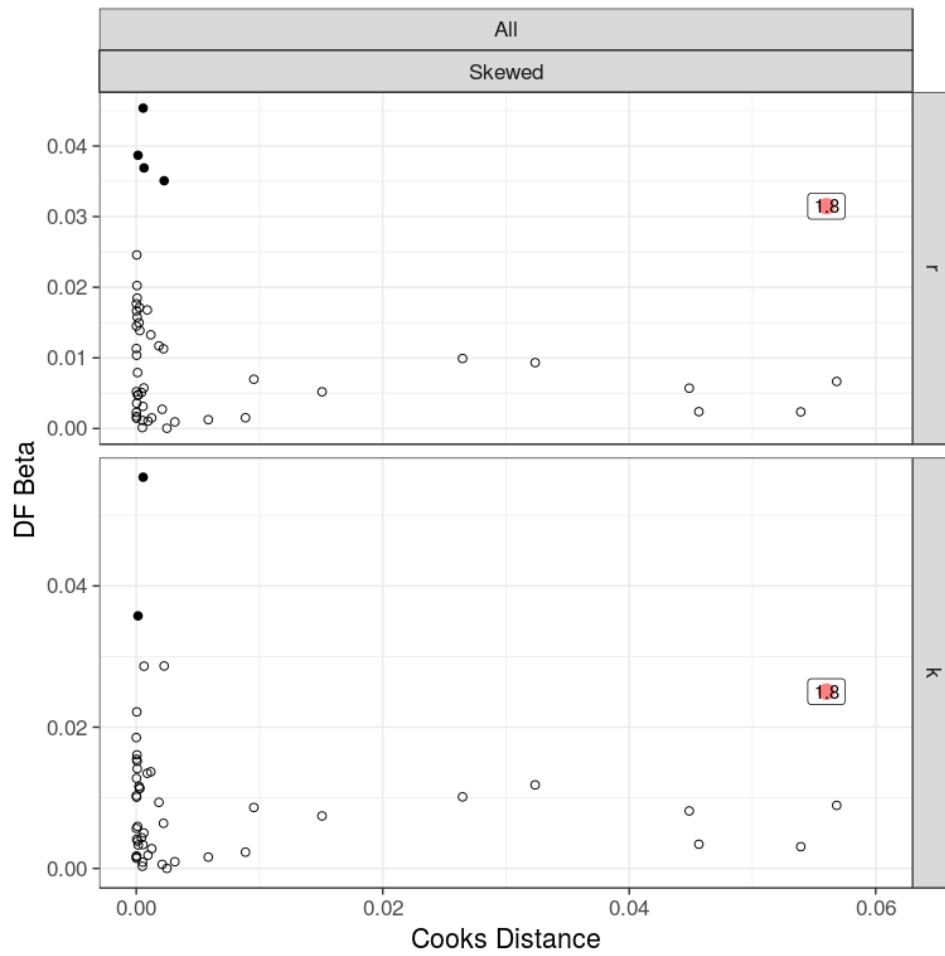
**Figure 12.** Skewed production functions with from retrospective analysis.



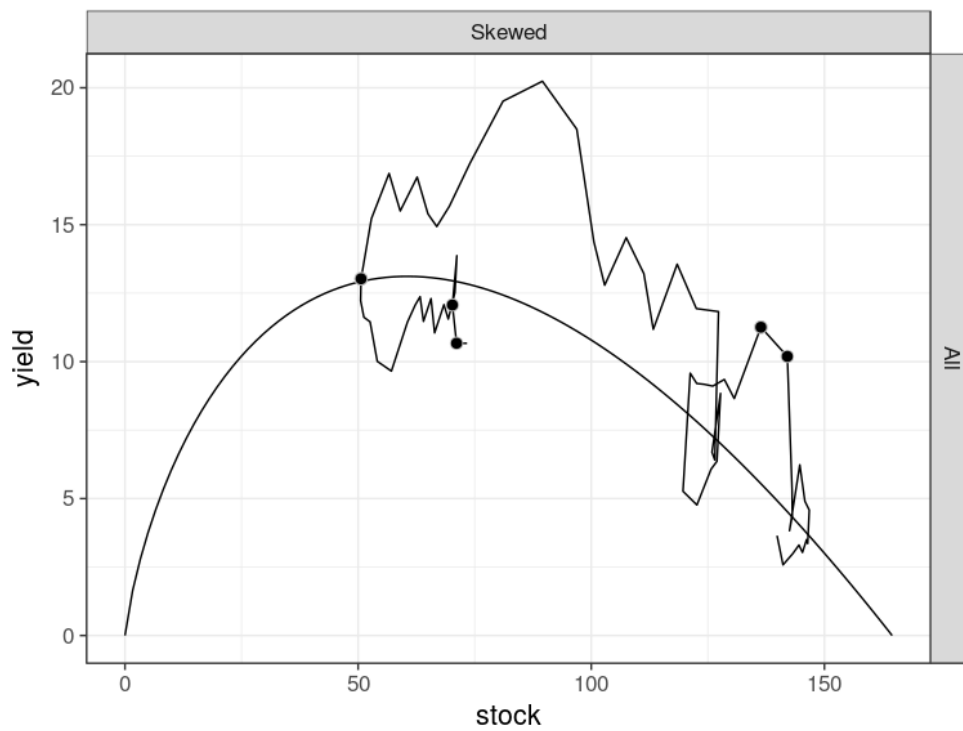
**Figure 13.** Influence diagrams showing the residual plotted against leverage, the size of points is equal to Cook's Distance statistic, a measure of the influence of a point.



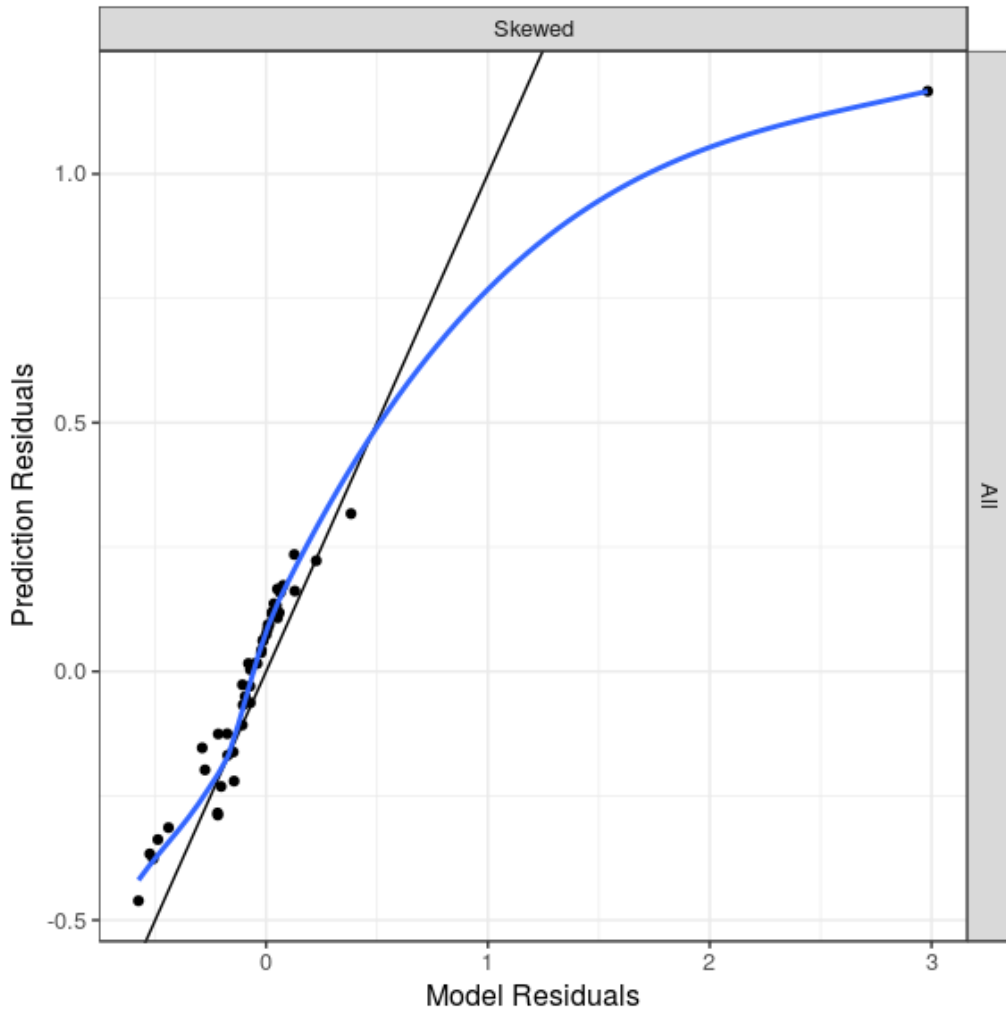
**Figure 14.** DF Betas from jackknife, by estimated parameters ( $r$  and  $K$ ) for each scenario.



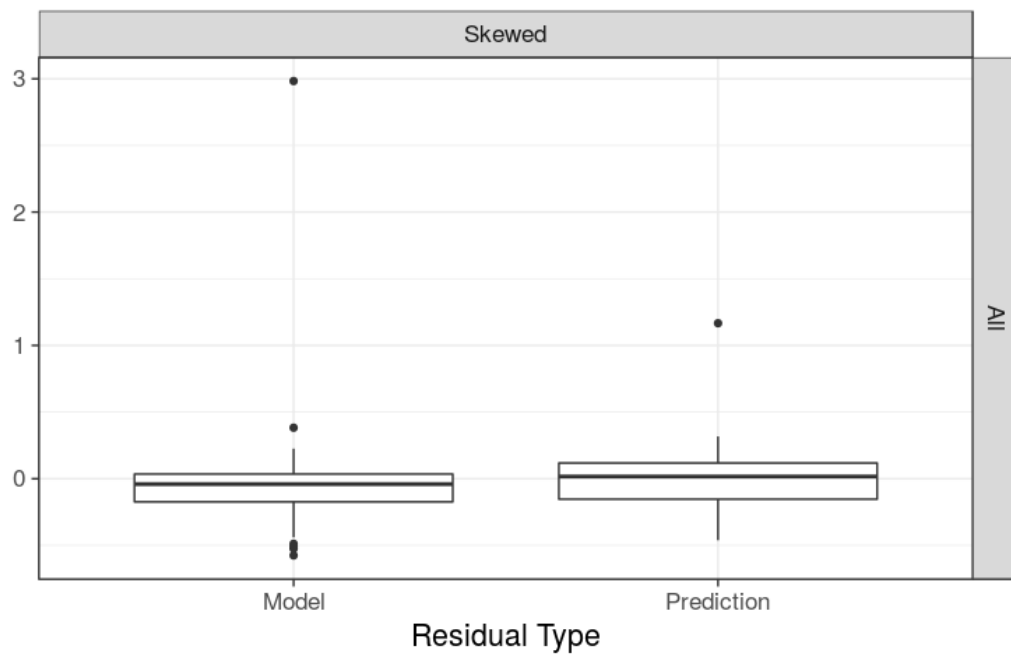
**Figure 15.** Plots of DF Beta against Cook's D for the estimated parameters ( $r$  and  $K$ ) for each scenario.



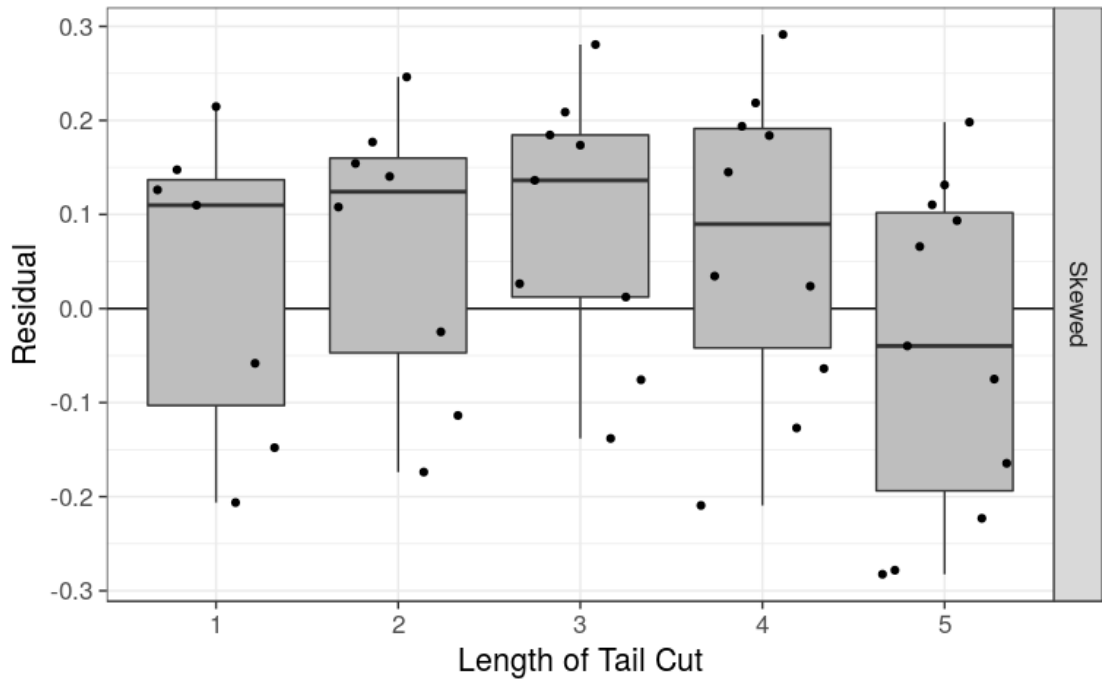
**Figure 16.** Production function for the logistic and skewed production functions, historic trajectory also shown.



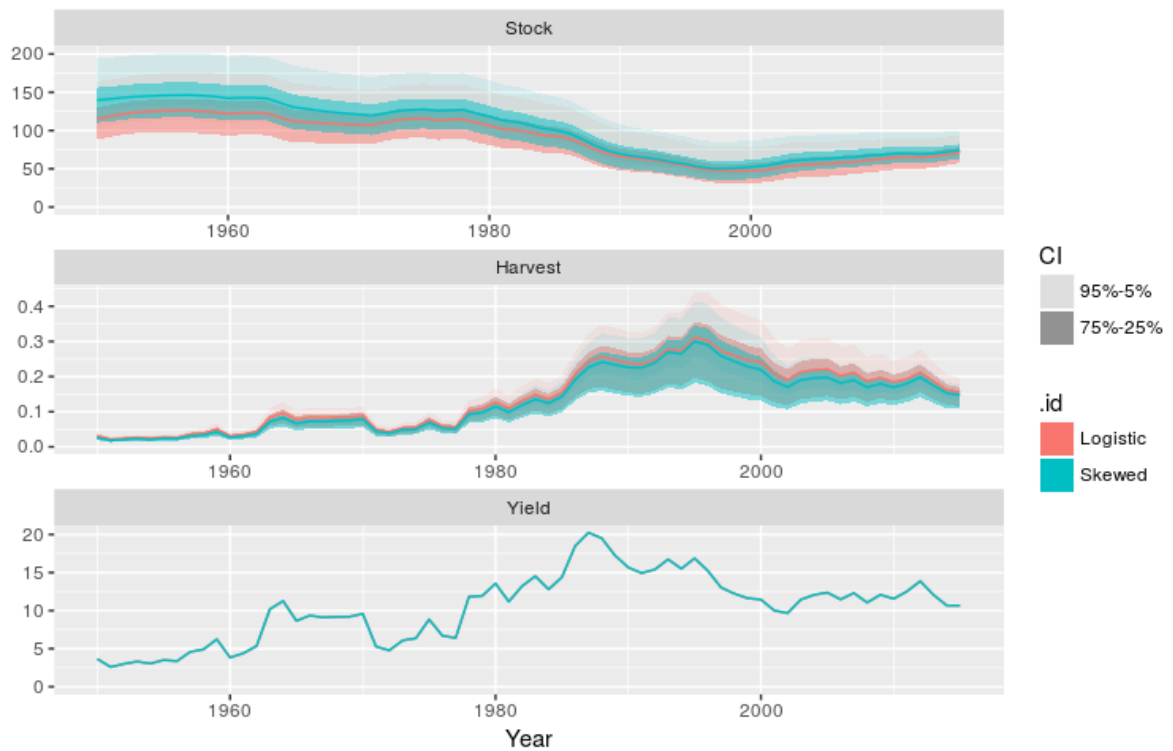
**Figure 17.** Comparison of model and prediction residuals.



**Figure 18.** Comparison of model and prediction residuals.



**Figure 19.** Comparison of prediction residuals, by CPUE series and production function shape, for different lengths of tail cutting.



**Figure 20.** Time series for stock, harvest rate and catch from the bootstrapped runs for the two production function scenarios.

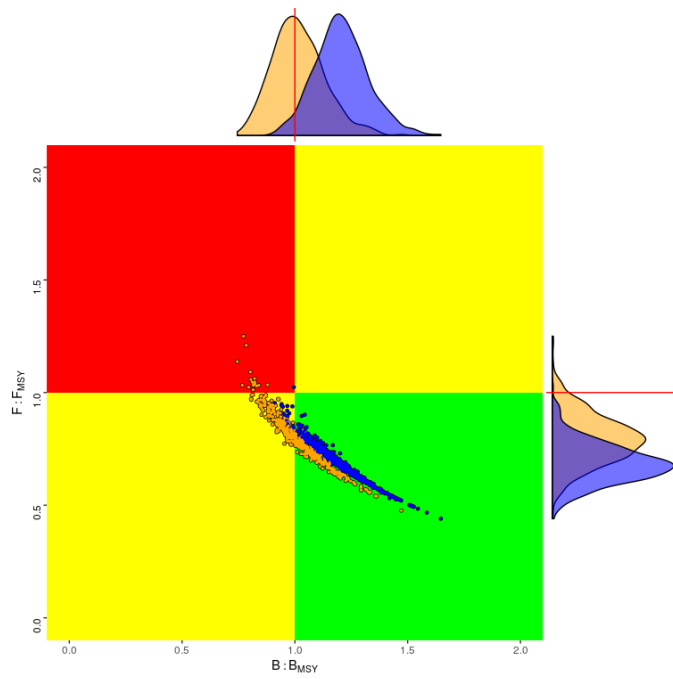


Figure 21. Kobe phase plot for the two production functions scenarios based on the bootstrapped estimations.

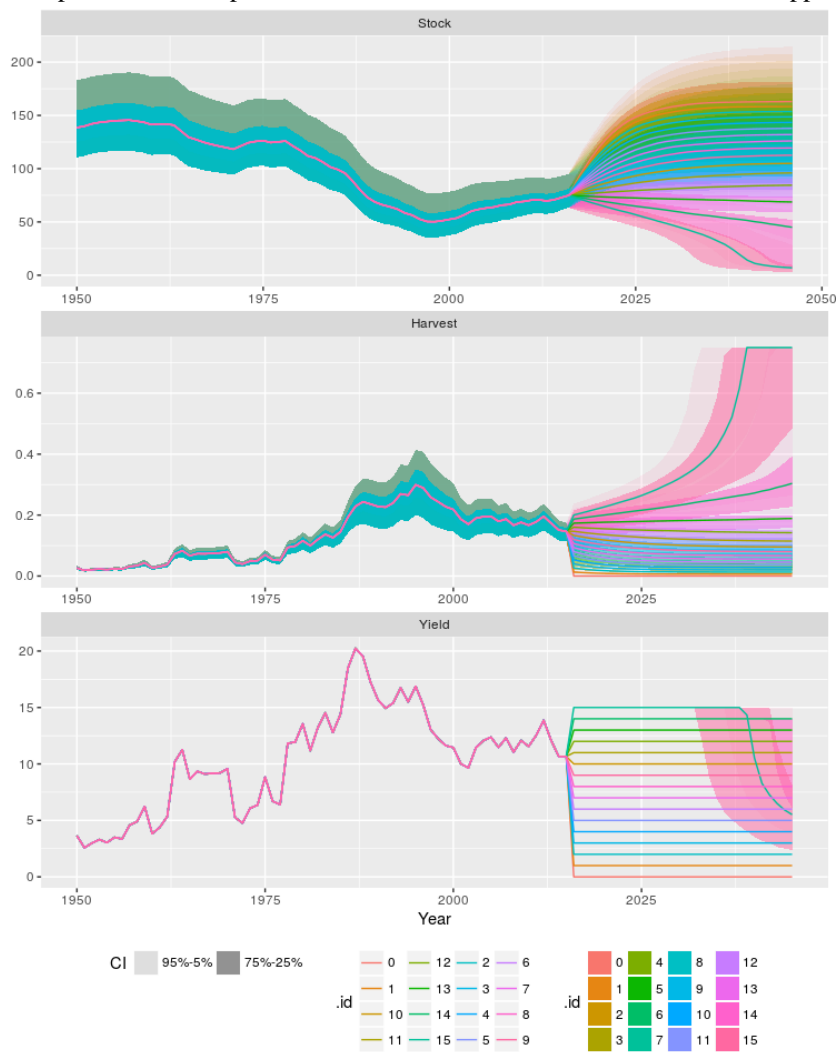


Figure 22. Projections for TACs ranging from 0 to 15,000 t, based on the two production function scenarios.

## Additional diagnostics and sensitivity runs for BSP2

### Methods

The priors and other model specifications for the BSP2 model runs are described in section 5.1.2 and 5.2.1. This section provides additional details.

The sensitivity runs varied in how the observation error was specified. In most runs the error variance for each series was equal between all points, and the CV was set equal to 0.2, a value calculated from the MLE standard deviation across data points. In some cases (N12 and S7), the observation error standard deviation was estimated by iterative re-weighting; a starting guess for the CV of each series was input using a method that treats the error standard deviation as fixed and estimates the standard deviation from the CV. The output value of the CV was used in the input files. This was repeated twice for the base case run to get the approximate MLE values of the standard deviations. The same values were used for all subsequent runs with the same indices. For the runs with the combined index in the North, the weight was equal to 0.23, which was the MLE estimate. For one run (S13), the CVs estimated in the combined index were inputted, along with an added variance factor so that the mean standard deviation was equal to the 0.23.

For most models, the models converged adequately with the specifications described in section 5.1.2 and 5.2.1. However, runs N10, N11 and N12 were adjusted to improve convergence. The  $q$  parameters were estimated using MLE rather than estimated as free parameters, and the upper limit of  $M$  was adjusted from 1 to 2. Runs N8, S4 and S6 failed to converge when the SIR algorithm was used. Run S12 was close to convergence, with a % maximum weight of 2.2%. All the other model runs were converged, based on a maximum weight less than 0.5%, and the CV of the weights being less than the CV of the likelihood\*priors.

### North Atlantic Results

For the North Atlantic, the indices were quite variable, although they were fairly consistent in showing an increase since 2000 when the catches were relatively low (**Figure A1**).

Model fits to all the original indices using either the Schaefer or generalized production model ( $B_{MSY}/K=0.4$ ), or using the less informative prior for  $r$  showed nearly identical fits, all of which dipped to a low point around 1999 and increased (**Figure A2**, runs N1-N4, N9). When the model was fitted to the combined index, the trend appeared similar in shape, but the population dropped below  $B_{MSY}$  in the late 1990s. The multiple index data appeared to be fairly uninformative, in that the posteriors for  $r$  were quite similar to the priors in all these models (**Figure A3**). The posterior for  $K$  was somewhat more concentrated in the cases with an informative prior for  $r$ . The combined index was more informative, and produced estimates of  $r$  and  $K$  that were more precise than the priors. All the models with multiple indices were more optimistic than previous assessments, in that they found that the population never dropped below  $B_{MSY}$  at its lowest point in 1999 (**Figure A4 and A5**). The low point in biomass in 1999 was apparently driven by the CPUE data, since the PMPD model run, which did not include CPUE data, did not have this dip (run N5). The combined index models were more pessimistic, and also more consistent with previous assessments.

There was no retrospective bias in the model with separate indices, when the CPUE data was cut off in an earlier year and the biomass was projected forward using the catches (**Figure A6a**). The combined index model also showed no retrospective bias (**Figure A6d**). The bootstrap analysis found that removing the Japanese historic series made the model more optimistic, and removing Canada made the model more pessimistic (**Figure A6b**). Adding the Chinese Taipei series to the model with separate indices made the model more pessimistic (**Figure A6b**). These results are at the mode of the distribution. The SIR algorithm did not converge for the run with additional data from Chinese Taipei (run N8), so posterior statistics are not given for this model.

The base case model, which was the combined index Schaefer model (N6) seemed to fit the data adequately based on the CPUE residuals, except that it failed to fit the very large value in the first year (**Figure A7 a-b**). Similarly, the generalized model with  $B_{MSY}/K=0.4$  fit the data well except for the first year (**Figure A7 c-d**). Cross-validation was not done for the BSP2 model runs, although this should be done in the future.

## South Atlantic results

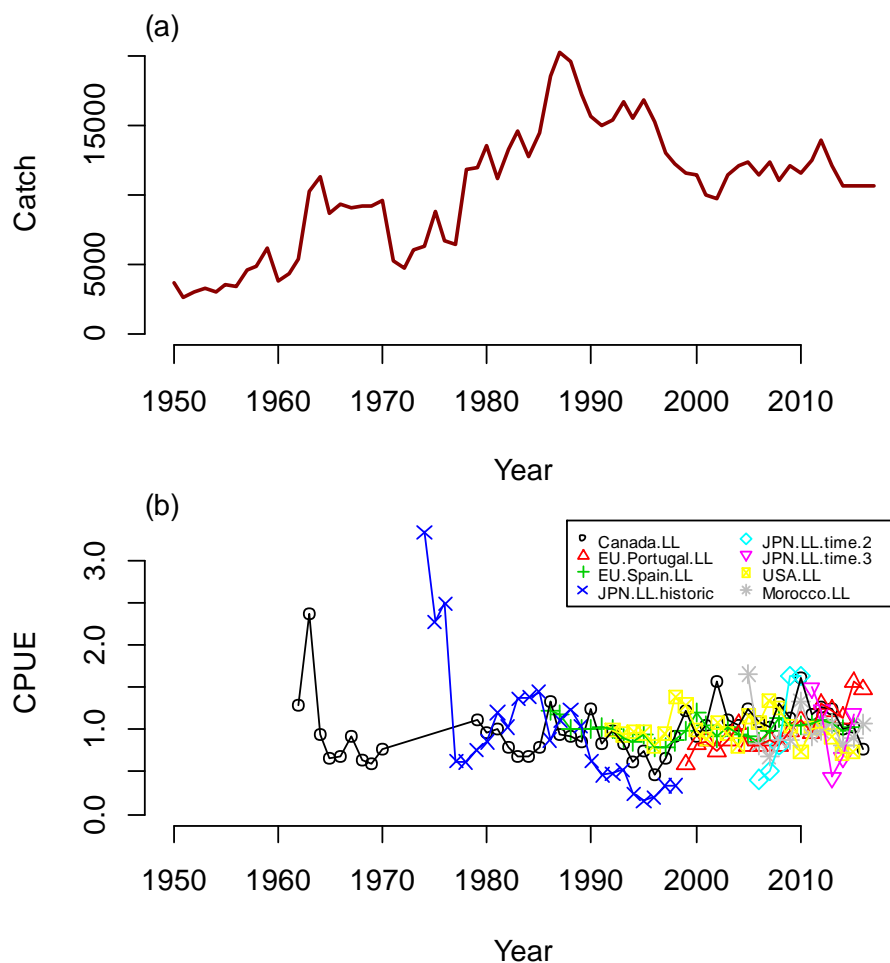
For the South Atlantic, the CPUE series were highly variable, and showed no particular trend (**Figure A8**). The models fitted to the original series from the data meeting (runs S1-S4, S6 and S7) were quite similar for models with different production model shapes, or with a wider prior for  $r$  (**Figure A9**). Removing the Brazil1 series, adding the series from Japan or Chinese Taipei or the splitting the Spanish series all improved the fit.

Using the original indices, the posteriors for  $r$  and  $K$  were very broad, similar to the post model pre data run, due to the uninformative nature of the data (**Figure A10**, runs S1-S4, S6 and S7 include the indices, S5 is the PMPD). The model with the wider prior for  $r$  did not converge, implying that the informative prior was necessary to make up for the lack of information in the data. Removing the highly variable historical series from Brazil greatly improved the precision of both  $r$  and  $K$ . The informative prior for  $K$  did not make the results much more precise, although it did reduce the mean of  $K$  and increase the mean of  $r$  (run S9).

The trajectories of biomass and fishing mortality were quite different between runs (**Figure A11 and A12**). Removing Brazil1 makes the biomass decline during the second half of the time series, and splitting the JLL and Spain time series causes the population to drop below  $B_{MSY}$ .

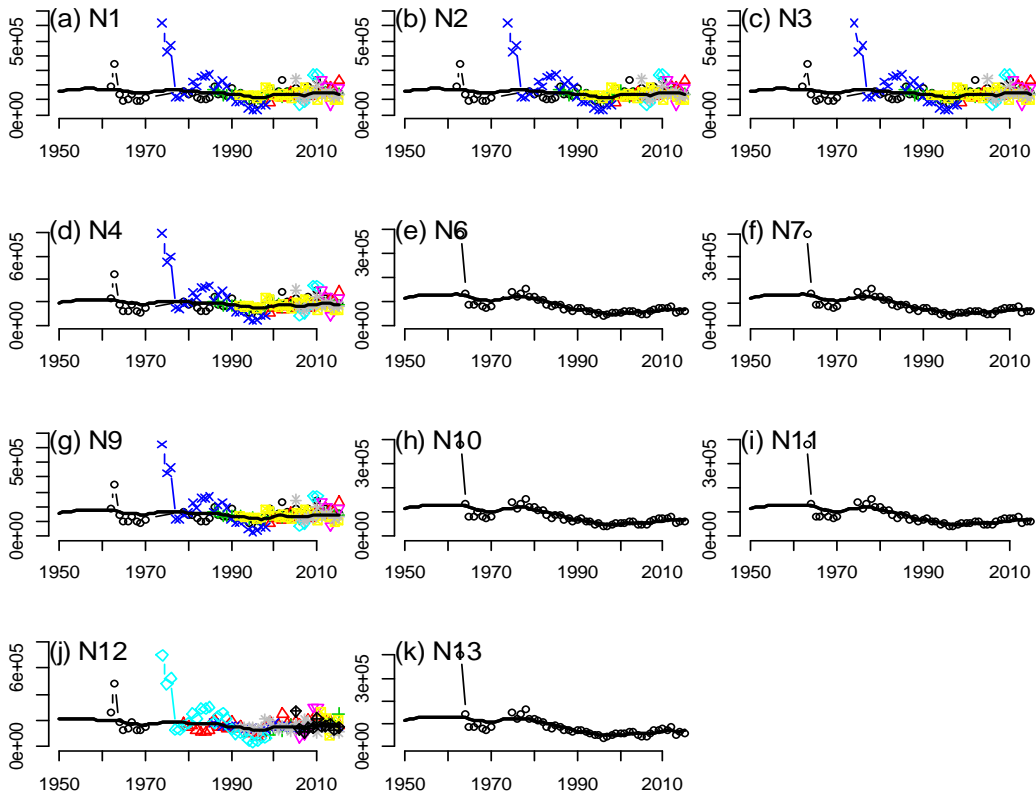
There was no retrospective pattern in run S1 (**Figure A13**). Dropping out one index at a time did not change the biomass trajectory, except that removing the early Brazil series made the biomass decline more in the second half of the time series. The model including Chinese Taipei did not converge.

The base case run for BSP2 in the South was the Schaefer model including the index from Japan and splitting both Japan and Spain (S10) fit the model reasonably well according to the CPUE residuals (**Figure A14 a-b**). A generalized production model with  $B_{MSY}/K=0.4$  (run S13) also fit adequately (**Figure A14 c-d**).

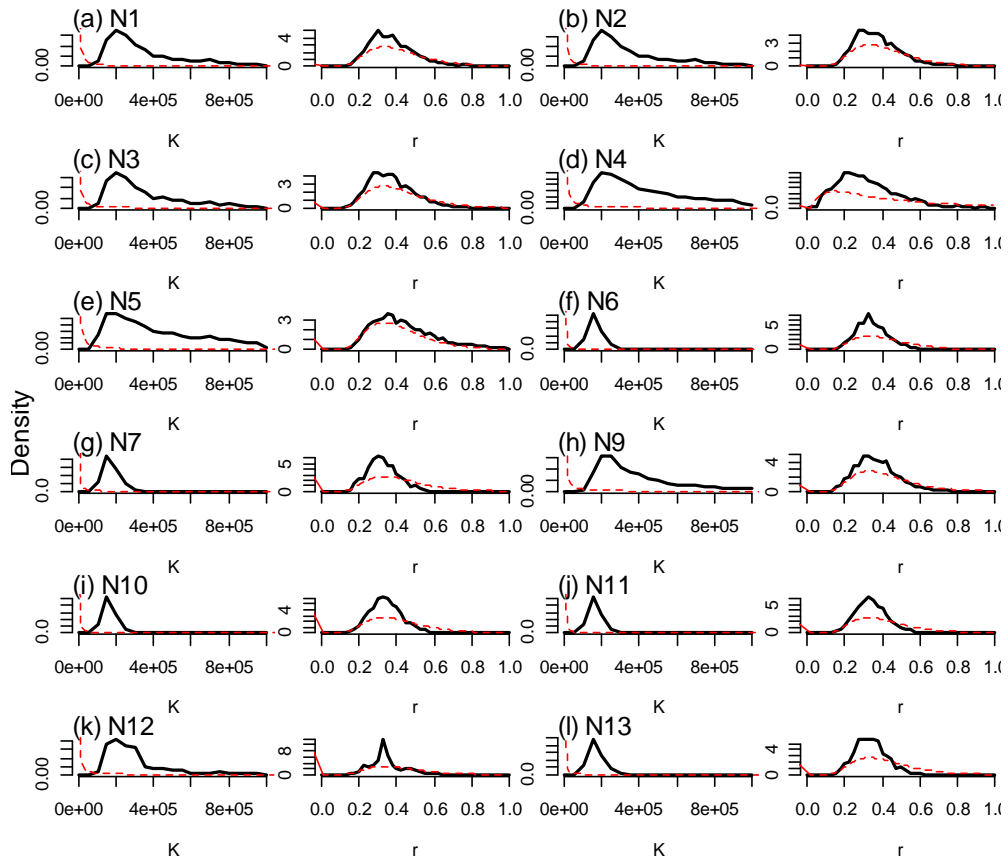


**Figure A1.** Catch and indices used in model N1, for North Atlantic swordfish.





**Figure A2.** Fits for North Atlantic swordfish. Solid line is biomass at the mode of the posterior distribution, and points are the CPUE series rescaled by  $q$ .



**Figure A3.** Priors (dashed red line) and posteriors (solid black line) of  $r$  and  $K$  for North Atlantic swordfish.

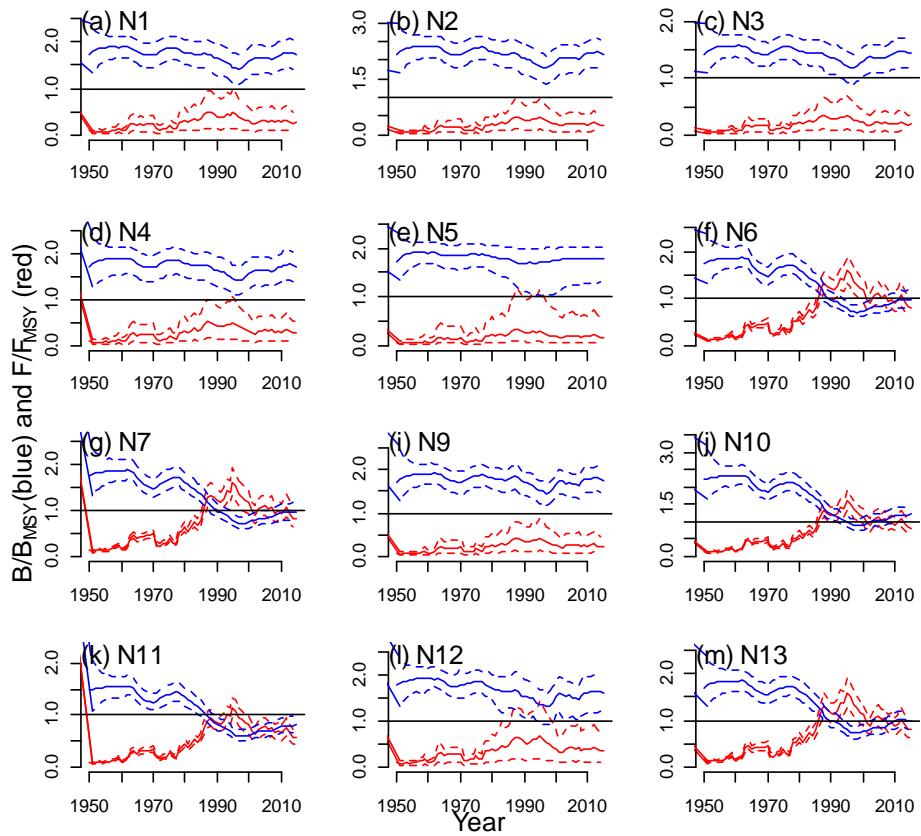


Figure A4. Biomass trajectories for the North Atlantic.

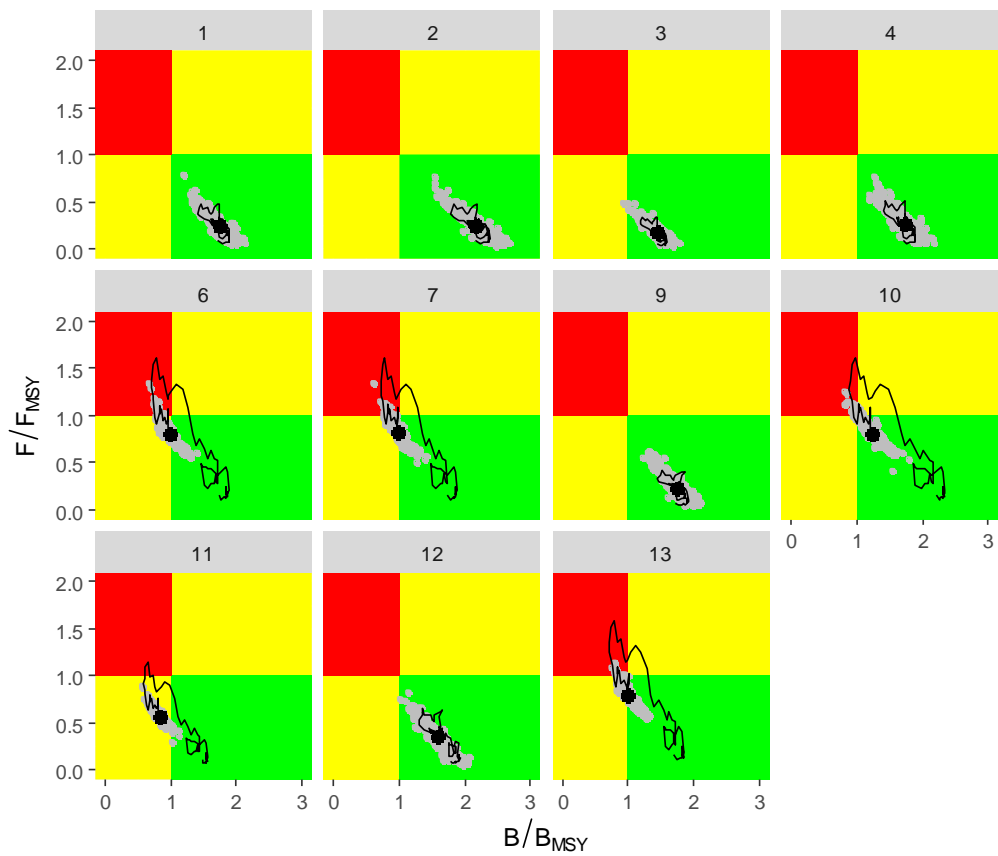
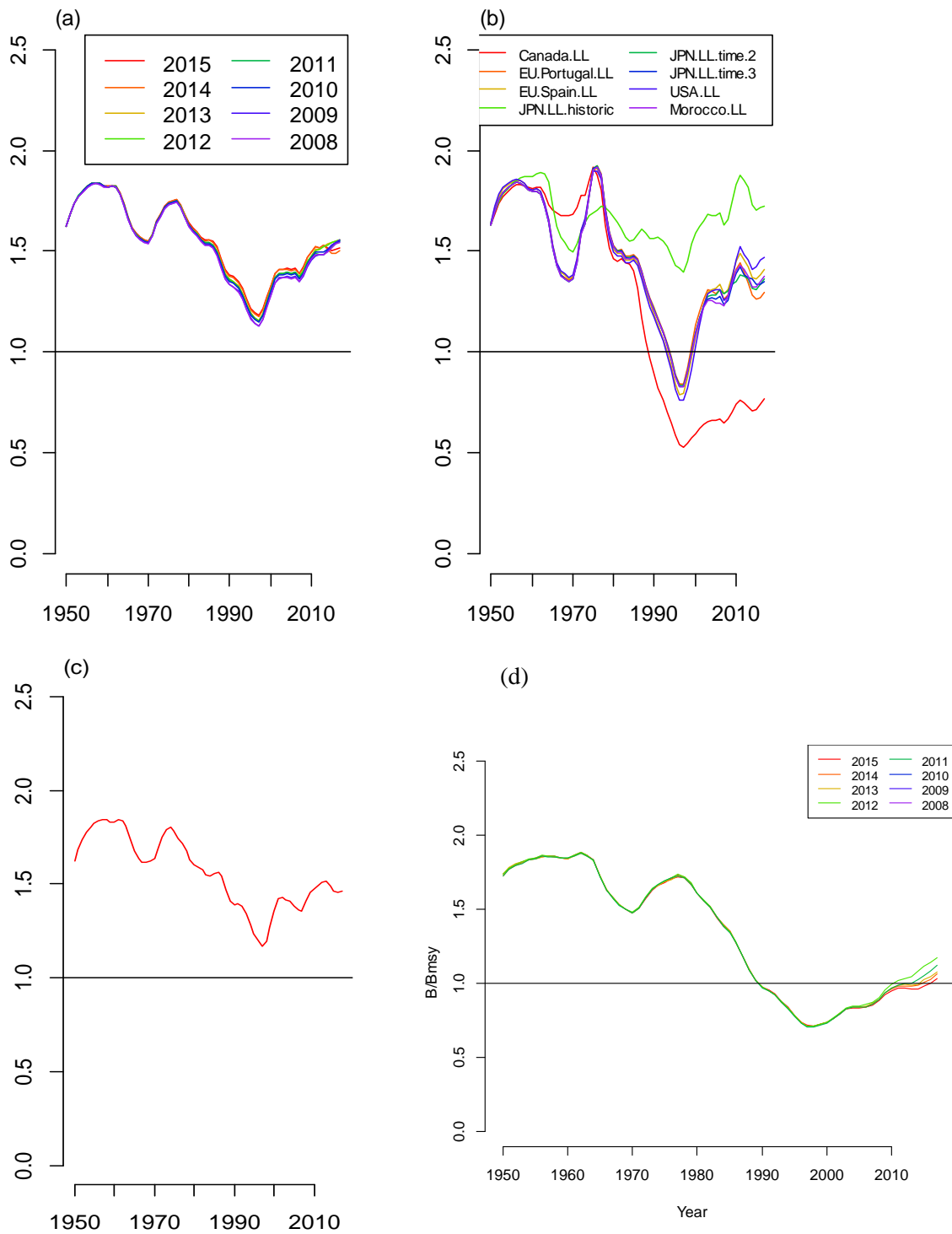
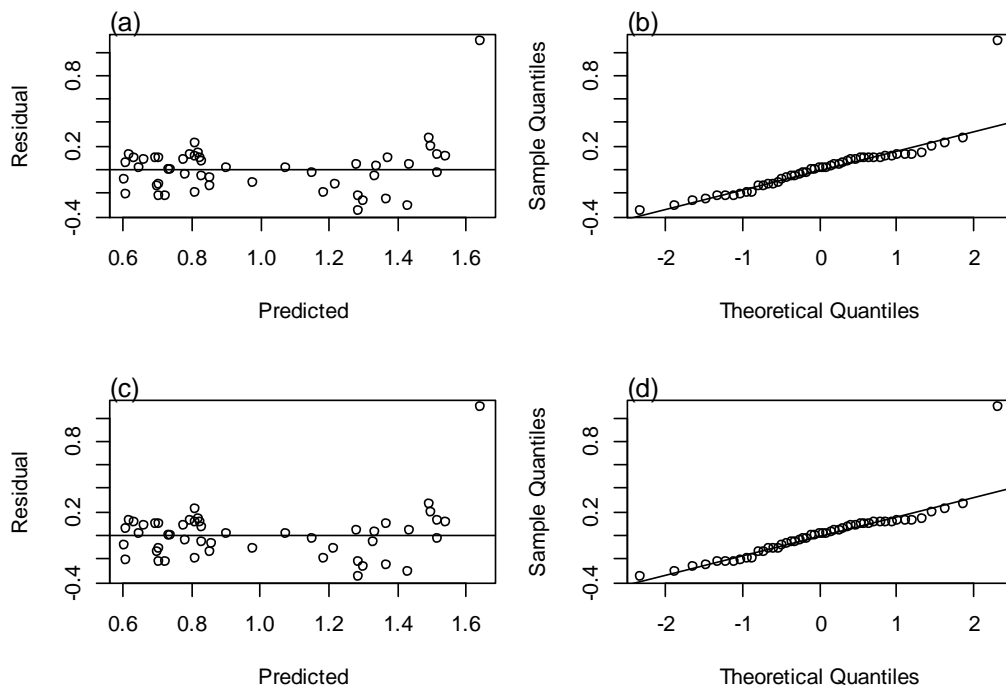


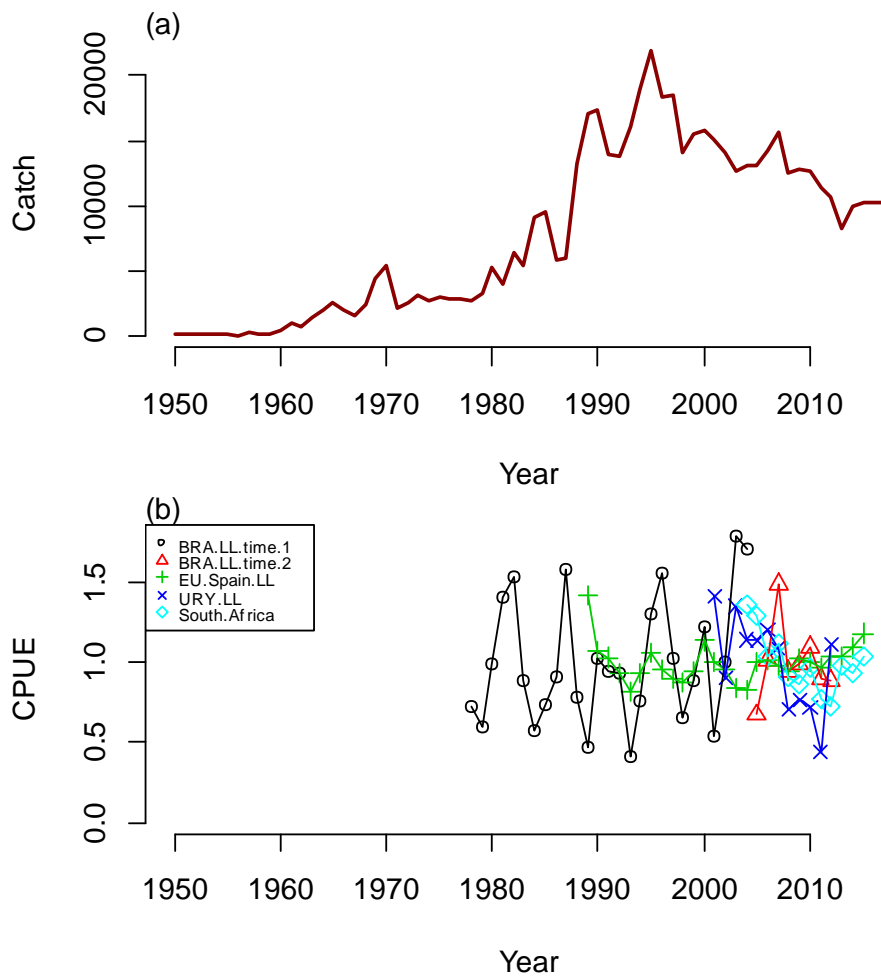
Figure A5. Kobe plots showing status in 2015 for North Atlantic swordfish. Run 6 is the base case.



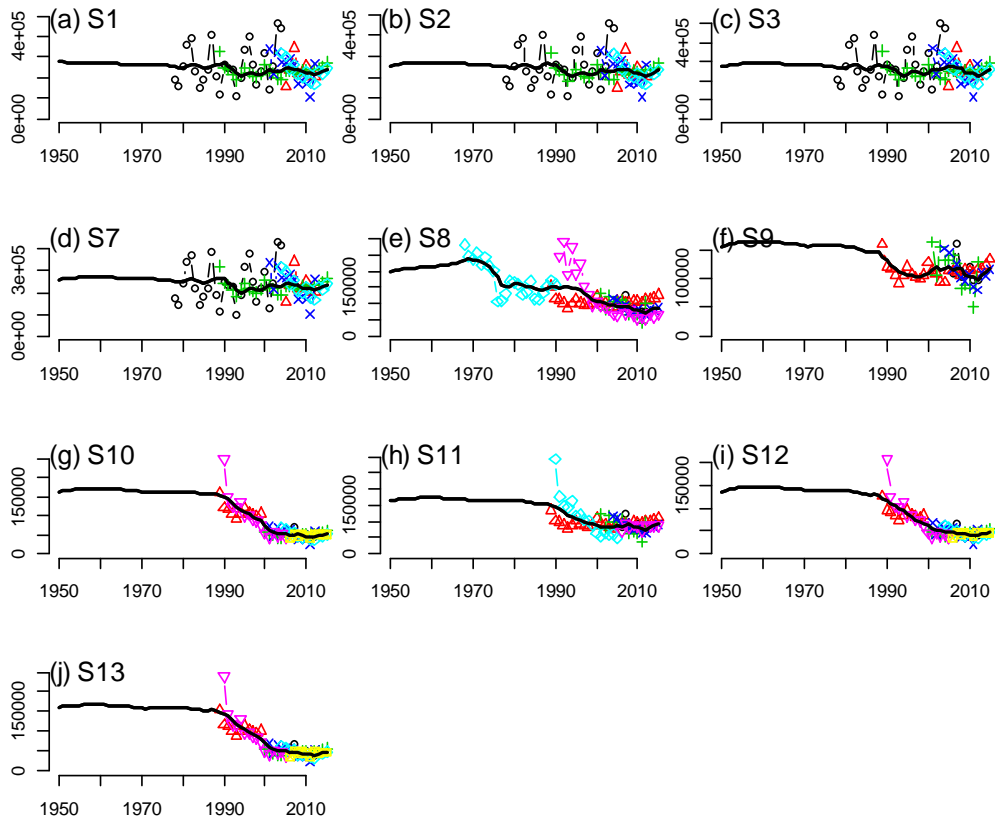
**Figure A6.** Mode of the  $B/B_{MSY}$  trajectory for the North Atlantic, in (a) a retrospective analysis based on run N1 (b) dropping each index from run N1, (c) including Chinese Taipei, and (d) a retrospective analysis using the combined index (run N6).



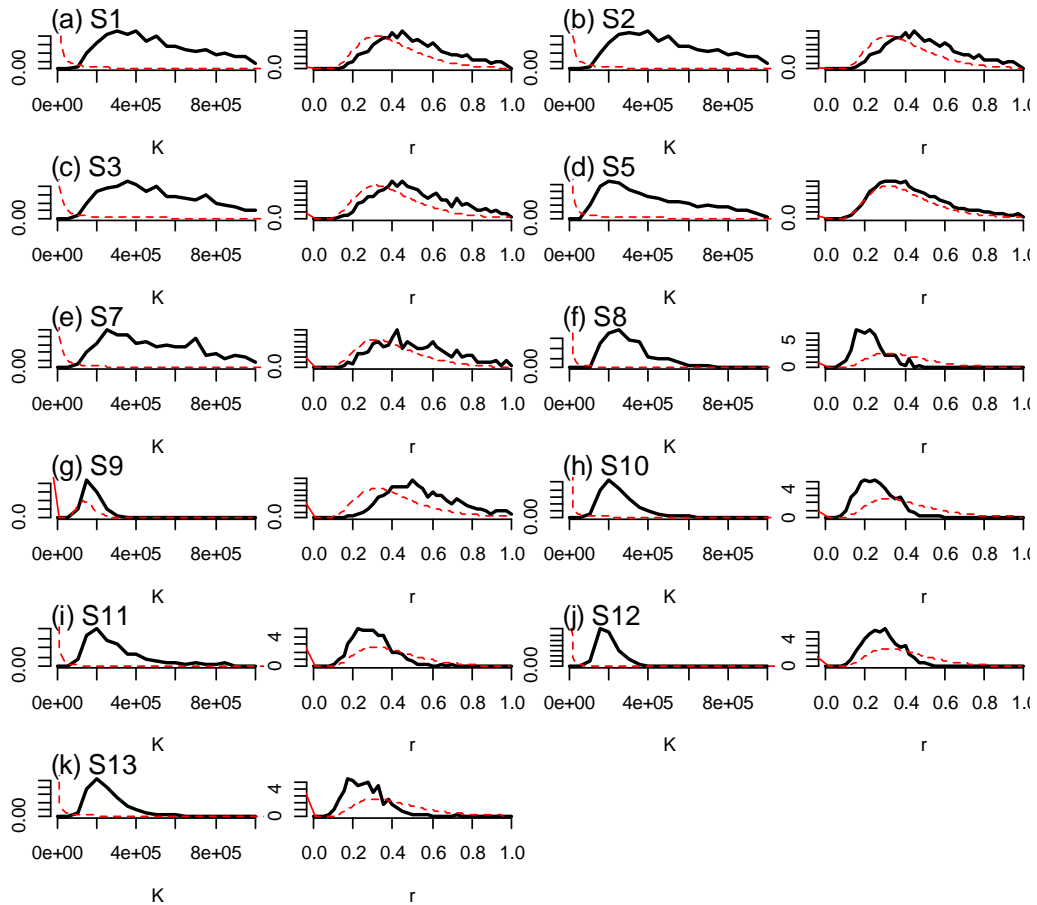
**Figure A7.** Residuals for North Atlantic Schaefer (N6) (a-b) and generalized production model (N10) (c-d).



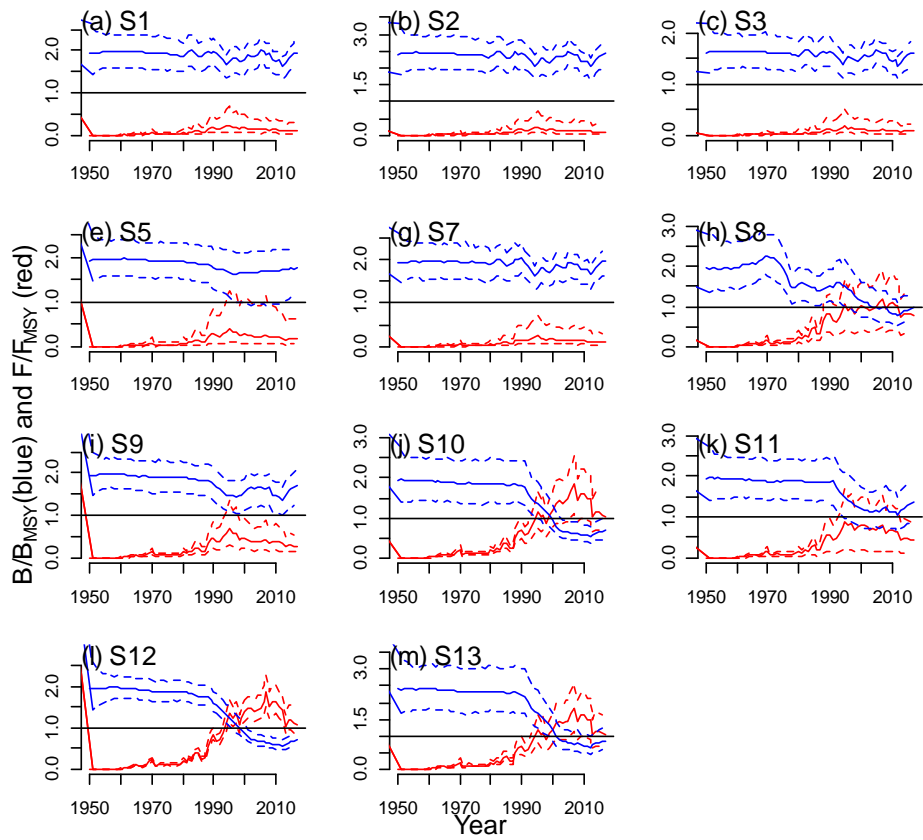
**Figure A8.** Catch and indices used in run S1 for South Atlantic swordfish.



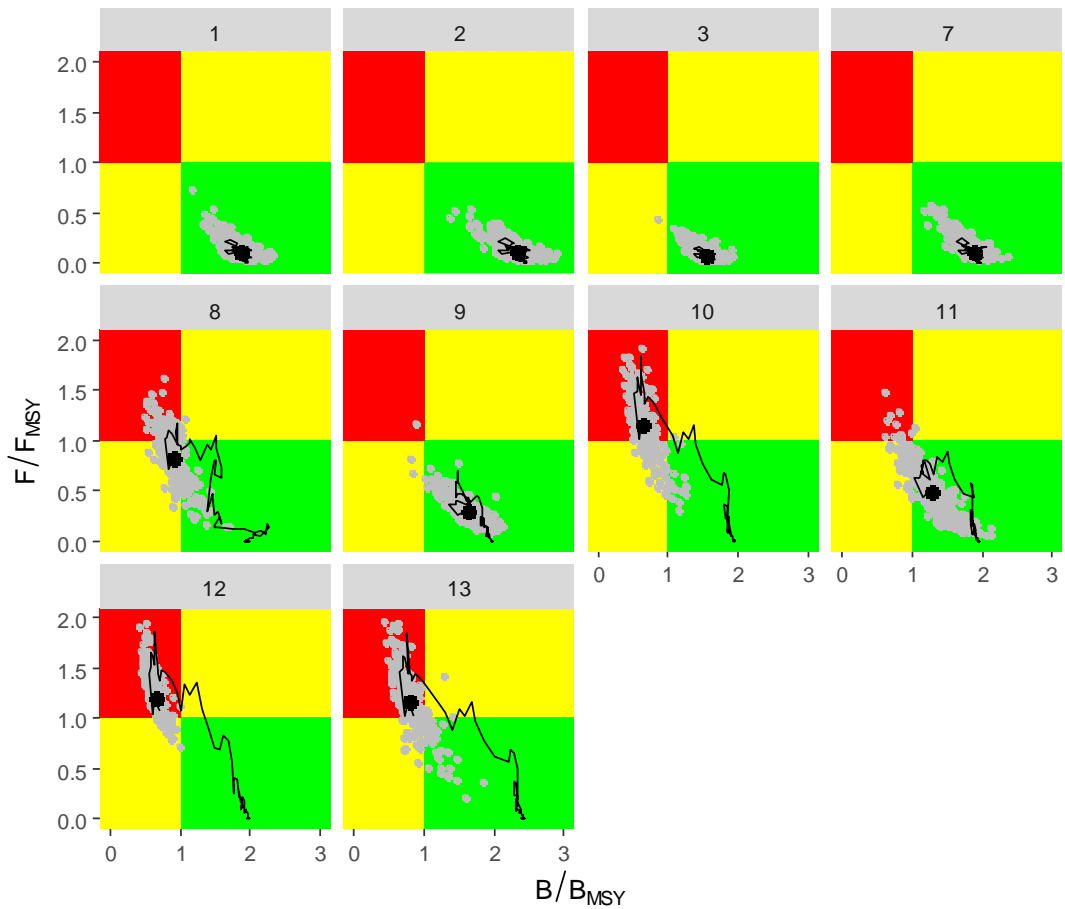
**Figure A9.** Fits to the CPUE indices at the posterior mode for the South Atlantic.



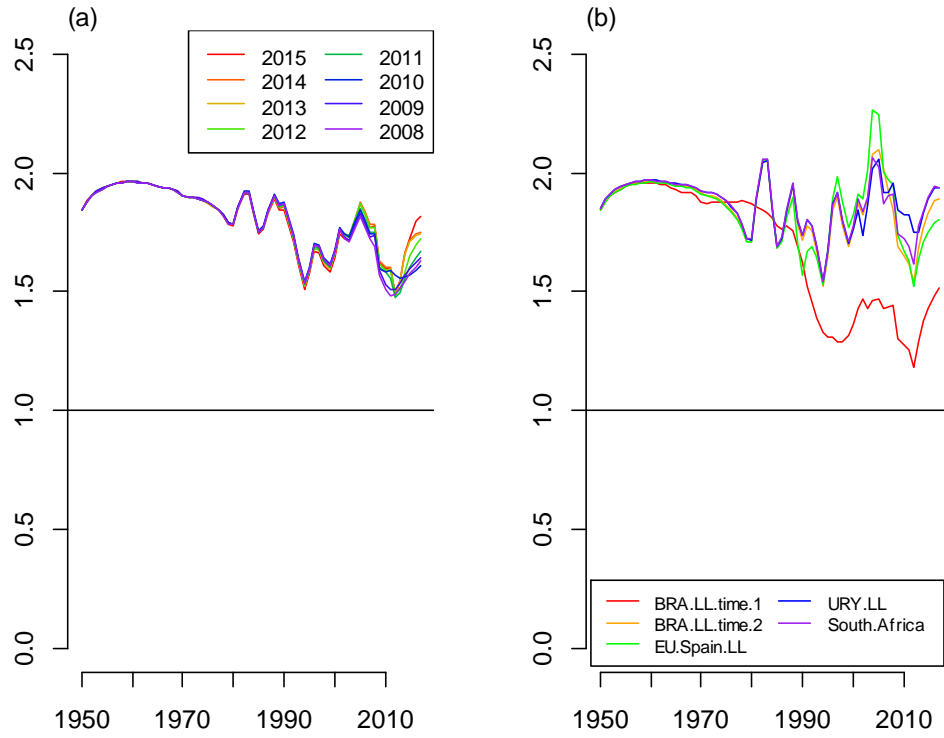
**Figure A10.** Priors (dashed red line) and posteriors (solid black line) for the South Atlantic.



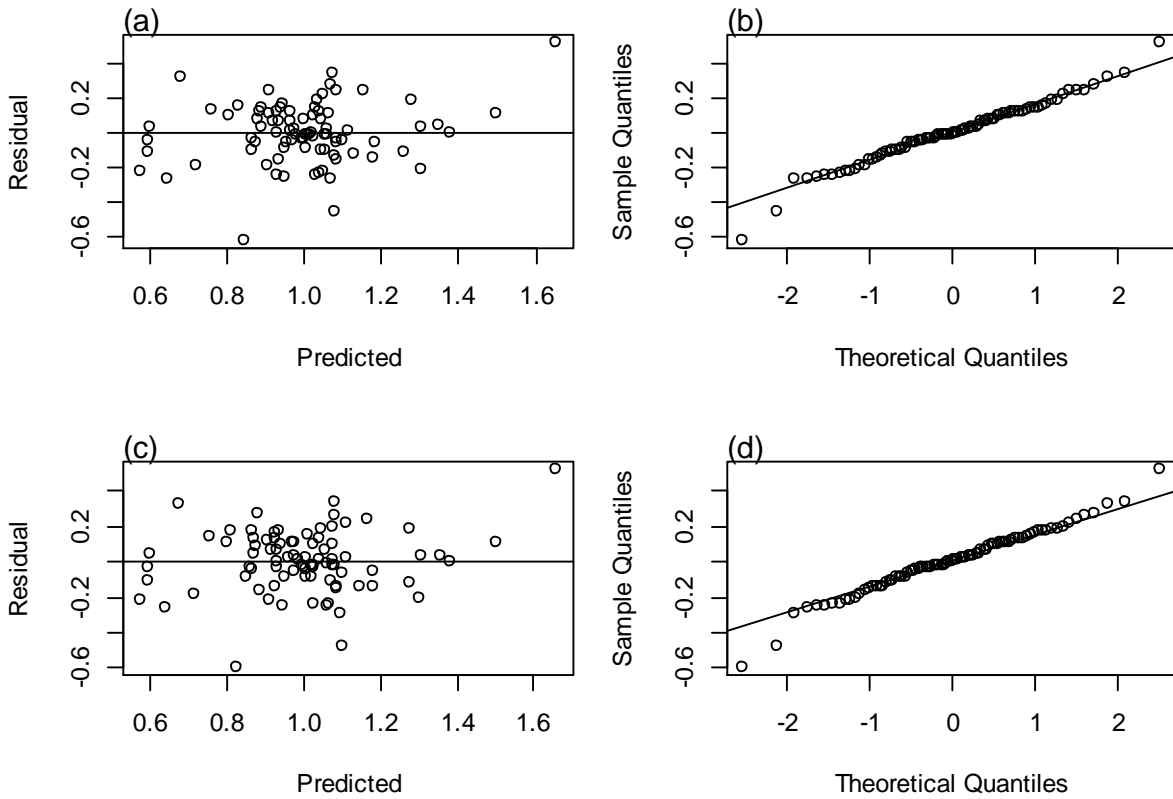
**Figure A11.** Trajectories for the South Atlantic.



**Figure A12.** Kobe plots for the South Atlantic showing current status in 2015.



**Figure A13.** Mode of the posterior South Atlantic BSP2 (a) retrospective analysis from the model with separate indices (N1), and (b) dropping one index from N1.



**Figure A14.** Residuals for South Atlantic Schaefer (S1) (a-b) and generalized production model (S13) (c-d).

## Final SS base case model fits and diagnostics

The final base case SS model fits and diagnostics is available as an online [document](#).

## JABBA Model Formulation

JABBA seeks to improve the estimation properties of Bayesian state-space surplus production models (SPMs) by building on previous formulations by Pella and Tomlinson (1969), Gilbert (Gilbert, 1992; Wang *et al.*, 2014) and Fletcher (1978, c.f. Thorson *et al.*, 2012). An advantage of the proposed generalization is that it links surplus production models more directly to conventional age-structured model formulations. The automated inbuilt options include:

- Integrated state-space tool for averaging and aligning multiple CPUE series
- Automatic fitting of multiple CPUE time series and associated standard errors
- Fox, Schaefer or Pella Tomlinson production function (optional as input of  $B_{MSY}/K$ )
- Flexible  $r$  prior specification: (1) range or (2) mean + CV of lognormal distribution
- Kobe-type biplot plotting functions
- Improved Residual diagnostics
- Easy implementation of time-block changes in selectivity
- Forecasting of stock status under alternative TACs

First we focus on the surplus production function of the generalized three parameter SPM by Pella and Tomlinson (1969):

$$(1) \quad SP_t = \frac{r}{m-1} B_{t-1} \left( 1 - \left( \frac{B_{t-1}}{K} \right)^{m-1} \right),$$

where  $r$  is the intrinsic rate of population increase at time  $t$ ,  $K$  is the unfished biomass and  $m$  is a shape parameter that determines at which  $B/K$  ratio maximum surplus production is attained. If the shape parameter is  $m = 2$ , the model reduces to the Schaefer form, with the surplus production  $g(B_t)$  attaining MSY at exactly  $K/2$ . If  $0 < m < 2$ ,  $g(B_t)$  attains MSY at depletion levels smaller than  $K/2$  and vice versa. The Pella-Tomlinson model reduces to a Fox model if  $m$  approaches one ( $m=1$ ) resulting in maximum surplus production at  $\sim 0.37K$ , but there is no solution for the exact Fox SP with  $m = 1$ .  $B_{msy}$  is given by:

$$(2) \quad B_{MSY} = Km^{\frac{-1}{m-1}},$$

and the corresponding harvest rate at MSY ( $H_{MSY}$ ) is:

$$(3) \quad F_{MSY} = \frac{r}{m-1} \left( 1 - \frac{1}{m} \right),$$

where the harvest rate  $F$  is defined here as the ratio of:

$$(4) \quad F = \frac{C}{B}.$$

where  $C$  denotes the catch. Correspondingly  $F_{MSY}$  can be expressed by:

$$(5) \quad F_{MSY} = \frac{MSY}{B_{MSY}}.$$



Combing and re-arranging equation (3) and (5), it follows that  $r$  in equation (1) can be expressed as:

$$(6) \quad r = \frac{MSY}{B_{MSY}} \frac{m-1}{1-m^{-1}}$$

or

$$(7) \quad r = F_{MSY} \frac{m-1}{1-m^{-1}}$$

This allows re-formulating the production function of the Pella-Tomlinson equation as a function of  $F_{MSY}$ , such that:

$$(8) \quad SP_t = \frac{F_{MSY}}{(1-m^{-1})} SB_{t-1} \left( 1 - \left( \frac{B_{t-1}}{K} \right)^{m-1} \right)$$

where,  $m$  can be directly translated into  $B_{MSY}/K$  and thus determines the biomass depletion level where MSY is achieved (Thorson *et al.*, 2012), using the following relationship:

$$(9) \quad \frac{B_{MSY}}{K} = m^{\left( \frac{-1}{m-1} \right)}$$

Because prior formulations for most SPM-based assessments are specified for  $r$ , we provide the following equation to easily convert  $r$  estimates (or prior means) into  $F_{MSY}$  for any given shape parameter input  $m$ :

$$(10) \quad F_{MSY} = r \frac{(m-1)}{(1-m^{-1})}$$

However, if the prior for  $r$  is derived based on Leslie matrix approach, as commonly used for a logistic Schaefer model, we recommend approximating the mean prior for as  $F_{MSY} = r / 2$  for the purpose of comparability among Schaefer, Fox and Pella-Tomlinson production function.

Equations (5) - (10) illustrate the direct link between the Pella-Tomlinson SPM and the age-structured, which emphasizes the potential for deriving informative priors for  $r$  and  $m$  from spawning biomass- and yield-per-recruit analysis with integrated spawning recruitment relationships by generating deviates of  $F_{MSY} = MSY/B_{MSY}$  and  $B_{MSY}/K$ , respectively (Maunder, 2003, Thorson *et al.*, 2012, Wang *et al.*, 2014).

#### Bayesian State-Space formulation

We formulated the JABBA building on the Bayesian state-space estimation framework proposed by Meyer and Millar (1999) using the difference equation (i.e.  $F = C/B$ ). The biomass  $B_y$  in year  $y$  is expressed as proportion of  $K$  (i.e.  $P_y = B_y/K$ ) to improve the efficiency of the estimation algorithm.

The model is formulated to accommodate multiple CPUE for fisheries  $f$ . The initial biomass in the first year of the time series was scaled by introducing model parameter  $\varphi$  to estimate the ratio of the spawning biomass in the first year to  $K$  (Carvalho *et al.*, 2014). The stochastic form of the process equation is given by:

$$(11) \quad P_y = \begin{cases} \varphi e^{\eta_y} & y = 1 \\ \left( P_{y-1} + \frac{F_{MSY}}{(1-m^{-1})} P_{y-1} (1-P_{y-1}^m) - \frac{\sum_f C_{f,y-1}}{K} \right) e^{\eta_y} & y = 2, 3, \dots, n \end{cases}$$

where  $\eta_y$  is the process error, with  $\eta_y \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ ,  $C_{f,y-1}$  is the catch in year  $y$  by fishery  $f$ .

The corresponding biomass for year  $y$  is:

$$(12) \quad B_y = P_y K,$$

The observation equation is given by:

$$(13) \quad I_{f,y} = q_f B_{f,y} e^{\varepsilon_y} \quad y = 1, 2, \dots, n.$$

where,  $q_f$  is the estimable catchability coefficient associated with the abundance index for fishery  $f$  and  $\varepsilon_y$  is the observation error, with  $\varepsilon_{f,y} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,f,y}^2)$ , where is the observation variance for fishery  $f$  in year  $y$ .

To incorporate available standard errors of the year-effect estimated from the standardization models, we modified adopted an additional variance approach for the observation error variance (Booth and Quinn, 2006, Carvalho *et al.*, 2014), such that:

$$(14) \quad \sigma_{\varepsilon,y,f}^2 = \hat{\sigma}_{SE,y,f}^2 + \sigma_{Add,f}^2 \quad \text{and} \quad \varepsilon_{y,f} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,y,f}^2),$$

where,  $\hat{\sigma}_{SE,y,f}^2$  is the externally estimated standard error for year  $y$  and abundance index  $f$  and  $\sigma_{Add,f}^2$  is the estimable additional variance.

The full JABBA model projected over  $n$  years requires a joint probability distribution over all unobservable hyper-parameters  $\boldsymbol{\theta} = \{K, F_{MSY}, \varphi, \sigma_\eta^2, q_f, \sigma_{\varepsilon,y,f}^2\}$  and the  $n$  process errors relating to the vector of unobserved states  $\boldsymbol{\eta} = \{\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_y\}$ , together with all observable data in the form of the relative abundance indices for fisheries  $f$ ,  $\mathbf{I}_f = \{I_{f,1}, I_{f,2}, \dots, I_{f,y}\}$  (Meyer and Millar, 1999). According to Bayes' theorem, it follows that joint posterior distribution over all unobservable parameters, given the data and unknown states, can be formulated as:

$$(15) \quad p(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{\eta}, \mathbf{I}) = p(K) p(F_{MSY}) p(\varphi) p(\sigma_\eta^2) p(q_f) p(q_f) p(\sigma_\varepsilon^2) \\ \times p(P_1 | \varphi, \sigma_\eta^2) \prod_{y=1}^n p(P_y | P_{y-1}, K, \varphi, \sigma_\eta^2) \times \prod_{y=1}^n p(I_{f,y} | P_t, q_f, \eta_t, \sigma_{\varepsilon,y,f}^2)$$

### Convergence and diagnostics

A critical issue when using MCMC methods is how to determine if random draws have converged to the posterior distribution. Convergence of the MCMC samples to the posterior distribution was checked by monitoring the trace, the Gelman and Rubin (1992) and Heidelberger and Welch (1983) diagnostics. In this study, two MCMC chains were used. The model was run for 100,000 iterations, sampled with a thinning rate of 10 with a burn-in period of 20,000 for each of the chains. Basic diagnostics of model convergence and fitting included visualization of the MCMC chains, noting the DIC and evaluating observation residuals for the multiple time series, including using Residual-Mean-Square Error metric for comparisons of alternative scenarios.

## References

- Booth, A.J. and Quinn, T.J., 2006. Maximum likelihood and Bayesian approaches to stock assessment when data are questionable. *Fisheries Research*, 80(2), pp.169-181.
- Carvalho, F., Ahrens, R., Murie, D., Ponciano, J.M., Aires-da-silva, A., Maunder, M.N. and Hazin, F. 2014. Incorporating specific change points in catchability in fisheries stock assessment models : An alternative approach applied to the blue shark (*Prionace glauca*) stock in the South Atlantic Ocean. *Fish. Res.* 154: 135–146. Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2014.01.022.
- Gelman, A. and Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. *Statistical Science* 7: 457-472.
- Gilbert. 1992. A stock production modelling technique for fitting catch histories to stock index data.
- Heidelberger, P. and Welch, P.D. 1983. Simulation Run Length Control in the Presence of an Initial Transient.
- Maunder, M.N., 2003. Is it time to discard the Schaefer model from the stock assessment scientist's toolbox? *Fisheries Research*, 61(1), pp.145-149.
- Meyer, R., and Millar, R. B. 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 56: 1078–1087.
- Pella, J.J. and Tomlinson, P.K. 1969. A generalized stock production model. *Inter-American Trop. Tuna Comm. Bull.* 13: 421–458.
- Thorson, J.T., Cope, J.M., Branch, T.A. and Jensen, O.P. 2012. Spawning biomass reference points for exploited marine fishes, incorporating taxonomic and body size information. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 69(9): 1556–1568. NRC Research Press. doi:10.1139/f2012-077.
- Wang, S.-P., Maunder, M.N. and Aires-da-Silva, A. 2014. Selectivity's distortion of the production function and its influence on management advice from surplus production models. *Fish. Res.* 158: 181–193. Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2014.01.017.