

## REPORT OF THE 2022 SKIPJACK STOCK ASSESSMENT MEETING (Online, 23 - 27 May 2022)

### SUMMARY

The *2022 Skipjack Stock Assessment Meeting* was held online between 23 and 27 May 2022. The Group reviewed updates on catch statistics, fisheries and biology information, and the new relative indices of abundance provided after the data preparatory meeting. For both stocks status was preliminary assessed using two production models (JABBA and MPB) and an integrated statistical model (Stock Synthesis). The uncertainty grid proposed for both stocks considered vectors of variations in (a) growth parameters and its impacts over natural mortality at age, and; (b) steepness of stock productivity. For the E-SKJ stock none of the preliminary or additional runs attempted during the meeting were accepted as a reference case. Thus, at that time, it was agreed that more work was needed to be developed during the intersessional period. For the W-SKJ all the models showed more stable fits. The Group agreed to use these results for management advice and also noted that the stock status estimates JABBA and SS models agreed. However, it was decided not to use the results of the surplus production model to provide management advice.

### RÉSUMÉ

La réunion d'évaluation du stock de listao de 2022 s'est tenue en ligne du 23 au 27 mai 2022. Le Groupe a examiné les mises à jour des statistiques de capture, les informations sur les pêcheries et la biologie, ainsi que les nouveaux indices d'abondance relative fournis après la réunion de préparation des données. L'état des deux stocks a été évalué de manière préliminaire à l'aide de deux modèles de production (JABBA et MPB) et d'un modèle statistique intégré (Stock Synthesis). La grille d'incertitude proposée pour les deux stocks considérait les vecteurs de variations dans (a) les paramètres de croissance et ses impacts sur la mortalité naturelle par âge, et ; (b) la pente de la productivité du stock. Pour le stock de listao de l'Est aucun des scénarios préliminaires ou supplémentaires testés pendant la réunion n'a été accepté comme cas de référence. Par conséquent, il a été convenu à ce stade que des travaux supplémentaires devaient être développés pendant la période intersessions. Pour le stock de listao de l'Ouest, tous les modèles présentaient des ajustements plus stables. Le Groupe a convenu d'utiliser ces résultats pour l'avis de gestion et a également noté que les estimations de l'état du stock des modèles JABBA et SS concordent. Cependant, il a été décidé de ne pas utiliser les résultats du modèle de production excédentaire pour fournir un avis de gestion.

### RESUMEN

La reunión de 2022 de evaluación del stock de listado se celebró en línea entre el 23 y el 27 de mayo de 2022. El Grupo examinó las actualizaciones sobre estadísticas de captura, información pesquera y de biología, y los nuevos índices de abundancia relativa facilitados después de la reunión de preparación de datos. Para ambos stocks se evaluaron sus estados utilizando dos modelos de producción (JABBA y MPB) y un modelo estadísticamente integrado (Stock Synthesis). La matriz de incertidumbre propuesta para ambos stocks consideraba vectores de variaciones en (a) los parámetros de crecimiento y sus impactos sobre la mortalidad natural por edad, y (b) la inclinación de la productividad del stock. Para el stock E-SKJ no se aceptó como caso de referencia ninguno de los ensayos preliminares o adicionales probados durante la reunión. Así, en ese momento, se acordó que era necesario desarrollar más trabajo durante el periodo intersesiones. Para el W-SKJ, todos los modelos mostraron ajustes más estables. El Grupo acordó utilizar estos resultados para el asesoramiento en materia de ordenación y también tomó nota de que las estimaciones del estado del stock de los modelos JABBA y SS coincidían. Sin embargo, se decidió no utilizar los resultados del modelo de producción excedente para proporcionar asesoramiento en materia de ordenación.

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

The meeting was held online. Dr. David J. Die (USA), the Tropical Tunas Species Group (“the Group”) coordinator, and the West Skipjack tuna rapporteur, MSc. Rodrigo Sant’Ana, opened the meeting and welcomed participants. Camille Manel, ICCAT Executive Secretary, welcomed the participants and thanked the efforts made by all participants to attend the meeting remotely.

The Chair reviewed the Agenda, which was adopted (**Appendix 1**). The List of Participants is included in **Appendix 2**. The List of Documents and Presentations provided to the meeting is attached as **Appendix 3**. The abstracts of all SCRS documents and presentations provided at the meeting are included in **Appendix 4**. The following participants served as rapporteurs:

<i>Sections</i>	<i>Rapporteur</i>
Items 1, 9	M. Ortiz
Item 2	C. Palma, S. Wright, M. Narvaez, M. Ortiz
Item 3	M. Lauretta, D. Gaertner, E. Kikuchi, R. Sant’Ana
Item 4	G. Cardoso, H. Murua, J. Santiago, N. Fisch, S. Cass-Calay, G. Merino, A. Urtizberea
Item 5	A. Kimoto, M. Lauretta
Item 6	A. Maufroy, K. Bradley
Item 7	G. Diaz
Item 8	D. Die

## 2. Summary of available data for assessment and updates since the Data Preparatory meeting

### 2.1 Fisheries statistics, size, and CAS estimates

The Secretariat informed the Group that no updates were made to the skipjack (SKJ, *Katsuwonus pelamis*) statistics (Task 1 and Task 2 datasets) after the 2022 Data Preparatory meeting. Therefore, all the input files prepared and adopted intersessionally after the Data Preparatory meeting remain unchanged, as reflected in document SCRS/2022/093. The total SKJ catches of each stock (SKJ-E: eastern Atlantic; SKJ-W: western Atlantic stock) by fleet and year are presented in **Table 1** and **Table 2**, respectively.

In relation to the preliminary estimates of “*faux poissons*”, Task 1 catch series of several purse seine flags (2015-2020) obtained by the Group during the Data Preparatory meeting (details in Anon., 2022), the Secretariat contacted all the involved CPCs in order to officially adopt those estimations. Only Cape Verde, EU-Spain and EU-France acknowledged those complementary catches. The remaining ICCAT CPCs with tropical purse seine fleets (Belize, Côte d’Ivoire, Curaçao, El Salvador, Guatemala, Guinée Republic, Panama, and Senegal) did not adopt the complementary “*faux poissons*” catch series, and they indicated that total catches were already included in the official Task 1 data provided. The Group agreed that the “*faux poissons*” estimates provided during the SKJ Data Preparatory meeting represented the best scientific estimates of additional removals and agreed to maintain the total “*faux poissons*” catches of these 8 fleets under the flag code “NEI-Mixed flags”, as presented in **Table 3**. This merge did not change any of the purse seine catch series previously agreed for the fleet structure of both stocks.

As described in Ortiz and Kimoto (2022), Task 2 size information (T2SZ) of SKJ also remained unchanged. The T2SZ data prepared for Stock Synthesis (SS3) input files already incorporate a preliminary version of the Brazilian BB fisheries (presented in Cardoso *et al.*, 2022).

The Secretariat updated the SKJ catch-at-size (CAS) during the meeting to estimate the mean weight series by major fishery for both stocks, using the most recent information on T1NC, T2SZ and T2CS (Task 2 catch-at-size estimated/reported by ICCAT CPCs). The 1969-2013 period was revised to accommodate changes in T1NC and some revisions to T2SZ and T2CS datasets made by ICCAT CPCs after the 2014 SKJ stock assessment (Anon., 2015). The CAS for the 2014- 2020 period was estimated for the first time, using the same methodology (substitution rules, assumptions, raising method, etc.) as for the 2014 stock assessment. The CAS matrices for SKJ-E and SKJ-W are presented in **Tables 4** and **5**, respectively. The mean weights by major fishery and year are presented in **Figure 1** (SKJ-E) and **Figure 2** (SKJ-W).

The overall mean weight of SKJ-E steadily decreased from about 2.6 kg in 1969 to 1.9 kg in 2010, followed by an increase (2.5 kg in 2015) and another decrease between 2013 (2.5 kg) and 2020 (1.9 kg). This oscillation was also observed in purse seine fisheries (major gear) and to a lesser degree in baitboat fisheries. SKJ-W estimated mean weights had oscillated between 2.5 kg and 4.0 kg across all the time series (1969-2020), with a slight decrease in the last decade (3.4 kg in 2010 to 3.0 kg in 2019/2020). The high mean weight of 2020 for the “oth” series (a combination of the remaining gears) may have some inconsistency in the associated size datasets used for the CAS estimation. These size datasets must be fully revised in the future. On average (all years, 1969-2020), the estimated mean weight of SKJ-E is about 2.1 kg and about 3.4 kg for SKJ-W, indicating that fish caught from eastern stock are smaller than those from the western stock.

During the meeting it was noted that the spatial distribution of catches and fishing effort of the PS tropical fleets has expanded in tropical areas, particularly towards the West, North, and South of the main traditional fishing area in the Gulf of Guinea (**Figure 3**). The Secretariat provided a summary of the catches in 5x5 (CATDIS) and 1x1 (T2CE) degree squares for recent years based on the CATDIS, which allocates catch geographically using Catch-Effort (T2CE) reports from CPCs. The plots show the median SKJ-E catch (in log10 scale) by 5x5 degree square for periods of 5 years since 2000 (**Figure 4**). A similar plot is shown by year since 2015 in 1x1 resolution for the tropical PS fleets (**Figure 5**). It was noted that mean catches had increased closer to the West stock boundary in the tropical area, but also towards the south, with mean SKJ catches in the 2020s comparable to those observed in the Gulf of Guinea. Other additional information corroborated the spatial expansion of the tropical tunas PS fleets including; i) the number of 1x1 cells that have reported catches of tropical species (SKJ, YFT, BET) (**Figure 6**), ii) the estimated spatial coverage from the standardized EU PS CPUE of E-SKJ caught under non-owned dFADs using the VAST methodology (**Figure 7**) (SCRS/2022/028), and iii) the fishing effort trends of PS fleets fishing on FOB/FADs or free schools (FSC) (**Figure 8**).

The Group was informed that, on average, the PS Task 2 CE reports account for over 60% of the total E-SKJ Task 1 NC reported since 2000 (**Figure 9**), therefore the Group concluded that these indicators were robust and that expansion of PS fleet catches and fishing effort coincided with the increasing trend of SKJ catches from about 160,000 t in 2010 to their peak at 283,000 t in 2018. However, in the last 2 years, 2019 and 2020 reported catches of SKJ had decreased to about 217 thousand t. It was suggested that the recent catch reductions were mostly related to management restrictions on the BET and YFT fisheries.

## **2.2 Biological parameters and fleet structure**

SCRS/2022/044 provided a summary of the development and current composition of the Canary Island baitboat fleet between 2000 and 2021, including the number of vessels and species composition of landings.

SCRS/2022/045 provided the biological parameters of the skipjack caught by the Canary Island baitboat fleet, including length-weight relationships and sex-ratios by size.

Following the recommendations and intersessional work plan agreed by the Group during the 2022 SKJ Data Preparatory meeting (Anon., 2022), document SCRS/2022/093 was presented as a summary of the biological and fisheries inputs for the assessment models for both the East and West Atlantic stocks. The report provided updates to the fleet structure, growth parameters, and natural mortality (**Tables 7 and 8**). The fleet structures were updated in line with the latest BET and YFT stock assessments with the aim of allowing for future integration with the tropical tuna MSE process. Fleets with similar fishing operation patterns and available data were combined, resulting in 10 distinct fleets for SKJ-E and 5 fleets for SKJ-W. In terms of growth and natural mortality, the growth parameters for the uncertainty grid were defined as the 25<sup>th</sup>, 50<sup>th</sup> and 75<sup>th</sup> percentiles of the simulated distributions in length at age, with natural mortality generated using the approach outlined by Gaertner (2015). Regarding “*Faux Poisson*” estimates for other PS fleets, the Group agreed to include aggregated estimates associated with a given CPC’s flag if the CPC agreed with the estimates and methodology, or “NEI other fleets” if the CPC did not agree with the estimates or methodology. There was no change in the length-weight relationship, maximum age, and maturity assumptions compared to the 2014 SKJ stock assessment. A full summary of life-history parameters used in the 2022 assessment is provided in **Table 9**.

## **2.3 Relative indices of abundance**

Relative indices of abundance for the eastern and western stocks to be used in stock assessment were presented in Anon. (2022) and no updates were presented in the current meeting (**Tables 10 and 11**). A new abundance index for the Venezuelan baitboat fleet was presented (SCRS/2022/089). However, the Group agreed not to include it in the 2022 stock assessment models.

SCRS/2022/089 describes a standardized index of relative abundance for the Venezuelan baitboat fishery during the 1987-2022 period. The index was estimated using generalized linear models with a delta lognormal approach. Logbook data was used for this model and size length composition was analysed from port sampling. Nominal and standardized CPUEs show similar overall trends (**Figure 10, Table 11**). Standardized catch rates declined from 1988 to 1990. From that point on, the trend shows relative stability, which increased variability since 2005, decreasing for the most recent year of the time series (2020). The size composition median length of sampled skipjacks increased (>58 cm) for the last two years (2019 and 2020), with the lowest standard deviation for the same years.

The Group discussed some technical aspects of the standardization, including recommendations such as grouping observations to avoid fitted probabilities of 0 and 1 in the binomial model, using tools for detecting and understanding factors that drive the standardization, and excluding observations in which baitboats were collaborating with PS vessels by providing bait to the fish schools to keep them at the surface. The authors mentioned that this latest advice was already taken into account in the development of the index. The Group also noted that the standardized CPUE is expected to diverge from the nominal one when properly accounting for factors that change over time, something that occurred with this standardized index.

### 3. Stock Assessment Models and other data relevant to the assessment

#### 3.1 Eastern Stock

##### 3.1.1 Statistically integrated models (Stock Synthesis 3)

SCRS/2022/095 provided a detailed summary of the preliminary configuration, reference case diagnostics, and results for the Stock Synthesis (SS, ver 3.30.18) model of eastern skipjack. The model is a single-stock, combined-sex, one-area model and quarterly for the East Atlantic. The lead analyst presented an overview of model inputs and assumptions and provided a comprehensive set of model diagnostics. The Group made several recommendations for revision, many of which were integrated and evaluated during the meeting. Changes to the data inputs included the addition of the Canary Island baitboat index and separate runs that fitted the two recent period indices separately (the acoustic buoy and VAST purse seine CPUEs). The Group agreed to continue the development of the SS model intersessionally, with particular attention given to how trends in recruitment deviations are influenced by alternative data assumptions/weighting and, in turn, how those changes influence stock biomass, recruitment, and stock status estimates. A summary of the Stock Synthesis data inputs and parameterization is provided below.

##### *Fleet structure and CPUE*

- Fleet structure: 10 fleets (**Table 7**):
  1. Historic purse seine 1963-1985
  2. Purse seines 1986-90
  3. Free school purse seines 1991-2020
  4. FOB/FAD associated purse seines 1991-2020
  5. Ghana purse seines/baitboats
  6. South Dakar purse seines/baitboats
  7. Dakar purse seines/baitboats 1962-1980
  8. Dakar purse seines/baitboats 1981-2020
  9. Bait boats North (>25 Lat)
  10. East Atlantic Longlines
  
- Indices of abundance: 3 indices (**Table 9**)
  1. Canary Island baitboat (1980-2013)
  2. Acoustic buoy (2010-2020 seasonally)
  3. EU purse seine non-owned FOB/FADs (2010-2019 seasonally).

The baitboat index was associated with fleet 9, the VAST purse seine index was associated with fleet 4, and the acoustic buoy was included as a survey with selectivity mirrored to fleet 4. The index CV of the echosounder buoys was estimated in log scale by using the equation in the SS manual, the values available were used for the standardized CPUE, and a CV of 0.3 was assumed for the Canary Island baitboat in the all-time series due to the very high SE values.

### *Fleet length compositions and selectivity*

Length data for each fleet, year, and season were provided by the Secretariat after all CPC data updates were completed following the 2022 Data Preparatory meeting (Anon., 2022). Length compositions were input as the number of fish observed per 2 cm lower limit size bin. The effective sample sizes were equal to the natural logarithm LN (total number of fish measured) to reduce the effect of pseudo-replication in sampling and decrease weighting in the overall model likelihood. The length composition of the longlines fleets after 2003 showed catches of the largest fish and was assumed to have asymptotic selectivity. A double-normal selectivity pattern was assumed for all other fleets. Once solved to a stable minimum solution, a normal prior with a CV of 0.1 was added to some selectivity parameters that showed large standard errors before running sensitivities.

### *Growth, natural mortality, maturity, and fecundity*

The three alternative growth scenarios outlined in SCRS/2022/093 were included as one of the uncertainty grid (**Table 12**) axes. Linear growth was assumed from birth (Age 0 length = 6 cm) to age 1, after which von Bertalanffy growth was assumed. Each growth model scenario had a corresponding mean length-at-age 1, asymptotic mean growth ( $L_{inf}$ ), growth k parameter, and CV of length-at-age of 0.2 for all ages (**Table 13**). The base natural mortality rate at age 6 for each growth scenario was estimated using the approach of Gaertner (2015). The natural mortality rate of other ages was modelled in SS with a Lorenzen function. Fecundity was modelled as a direct function of female body weight and maturity was modelled with a logistic function with slope -0.22 and 50% of being mature at 42 cm in size. Recruitment was assumed to occur quarterly throughout the year. The relative distribution of spawning by quarter was estimated directly in the model based on the size-structure data.

### *Stock recruitment*

Stock recruitment followed a Beverton-Holt function with virgin recruitment ( $R_0$ ) freely estimated across a range of fixed steepness ( $h = 0.7, 0.8, \text{ and } 0.9$ ). For the reference case, steepness was fixed at 0.8 and  $\sigma_r$  was fixed at 0.5. Annual recruitment deviations were estimated for the period 1990 to 2020 in the reference case model. The lognormal bias correction ( $-0.5\sigma^2$ ) for the mean of the stock-recruitment relationship was applied to the period 1961 to 1997 with a bias correction ramp applied as recommended by Methot and Taylor (2011). An alternative run was presented with recruitment deviations estimated for the 1968- 2019 period. Another alternative run was also presented including the Canary Island bait boat survey with recruitment deviates starting in 1980.

### *Data weighting, model parameterization, and model diagnostics*

The initial reference case model used default/equal weighting of data series. Sensitivity analyses were conducted using the Dirichlet and Francis weighting methods. The Group recommended exploring data reweighting options intersessionally, including an alternative weighting of the CPUE and length composition data, as well as the relative weighting of the length compositions across fleets.

For each of the model runs, the estimated parameters included 38 selectivity parameters,  $R_0$ , quarterly recruitment allocations, and annual recruitment deviations. Model parameter standard deviations were derived from the variance-covariance matrix. Standard model diagnostics included jitters of starting parameters, fits to data inputs and model residuals, retrospective analyses, profiling of key estimated parameters ( $R_0$  and standard deviation of recruitment i.e.,  $\sigma_R$ ), data input residual run tests, and hindcasting of abundance indices. Analyses were conducted using SS3 built-in diagnostics and the *ss3diags* R package (Carvalho *et al.*, 2021).

The Group proposed an uncertainty grid that consisted of 18 models across the combinations of two index treatments (VAST PS and acoustic buoy modelled separately), the three alternative scenarios of growth/natural mortality, and three levels of steepness (fixed at  $h = 0.7, 0.8 \text{ and } 0.9$ ).

#### *3.1.2 Surplus Production models (JABBA and MPB)*

A preliminary run for the assessment of eastern Atlantic Ocean skipjack using a biomass dynamic model (MPB) was provided in document SCRS/2022/102. The preliminary diagnostics showed problems with model convergence when using the five indices available for the assessment.

The Group discussed the reasons why MBP did not provide consistent results. Potential explanations for this issue are the different trends in CPUE observed for the different fishing fleets. For example, it was suggested that the increase over time in the CPUE of the baitboats operating off Senegal was likely due to an increase in fishing

efficiency related to the implementation of new fishing modes (e.g., fishing the school associated with the vessel, use of dFAD, etc.). In contrast, the development of the purse seine FOB/FAD fishery in the Mauritania-Senegal area could have had a negative impact on the baitboat CPUE around the Canary Islands. In addition, the fact that the total eastern Atlantic skipjack catch was continuously increasing over the time series may also create a conflict for the model fit. The Group recommended additional scenarios: starting the time series in 1990, assessing the impact of VAST and BAI indices separately, and adding a run with the catch ratio index. It was also suggested to check again how the model behaves with the inclusion of the Canary Island baitboat CPUE (and excluding Azorean baitboats to be comparable with SS3 results).

Document SCRS/2022/100 provided the results of Bayesian State-Space Surplus Production Models (JABBA) applied to the E-SKJ stock. The models based on the JABBA framework used total fishery catch data from 1950 to 2020 provided by the ICCAT Secretariat. CPUE time series of 5 fishing fleets were used and a total of 9 distinct scenarios, based on 3 input values in growth parameters (SCRS/2022/093) and 3 variations in steepness (0.7, 0.8, and 0.9) were presented. All models were implemented using a Pella and Tomlinson production function (**Table 14**). The priors of  $K$  were kept uninformative similar to those used Anon. (2015). For  $K$ , a lognormal distribution was implemented using the JABBA “range” option. Lower and upper values ranged from 290,000 t to 1,500,000 t, which resulted in an approximate mean value of 717,622 t and a CV of 43%. For  $r$ , priors distributions were developed with an associated shape parameter of a Pella-Tomlinson production function from an Age-Structured Equilibrium Model (ASEM) approach with Monte-Carlo simulations (Winker *et al.*, 2019). The stock parameters used as inputs for the ASEM models included the uncertainty grid configuration cited previously and presented in **Table 14**. For all scenarios, the same initial depletion prior ( $\phi = B_{1950}/K$ ) was defined by a beta distribution with a mean = 0.93 and a CV of 5%. All catchability parameters were formulated as uninformative uniform priors. The process error of  $\log(B_y)$  in year  $y$  for all scenarios was defined by an inverse-gamma distribution with a shape parameter equal to 0.01 and a rate parameter equal to 0.01.

JABBA is implemented in R (R Development Core Team, <https://www.r-project.org/>) with the JAGS interface (Plummer, 2003) to estimate the Bayesian posterior distributions of all quantities of interest using a Markov Chains Monte Carlo (MCMC) simulation. The JAGS model is executed in R using the wrapper function `jags` from the library `r2jags` (Su and Yajima, 2012), which depends on the `rjags` R package. In this study, three MCMC chains were used. Each model was run for 30,000 iterations, sampled with a burn-in period of 5,000 for each chain and thinning rate of five iterations. Basic diagnostics of model convergence included visualization of the MCMC chains using MCMC trace-plots as well as Heidelberger and Welch (1992), Geweke (1992), and Gelman and Rubin (1992) diagnostics as implemented in the `coda` package (Plummer *et al.*, 2006).

Model diagnostics were provided to evaluate the model fits, residual runs tests, retrospective patterns, and hindcast prediction skills. To check for systematic bias in the stock status estimates, a retrospective analysis was also performed by systematically removing one year of data at a time sequentially over eight years ( $n = 8$ ), then refitting the model after each data removal and comparing the resulting estimates of biomass, fishing mortality,  $B/B_{MSY}$ ,  $F/F_{MSY}$ ,  $B/B_0$ , and  $MSY$  to the reference model that is fitted to the full data time series. To compare retrospective bias among models, Mohn’s rho ( $\rho$ ) statistic was computed by using the formulation defined by Hurtado-Ferro *et al.* (2014). A model-free hindcasting cross-validation (HCXval) technique by Kell *et al.* (2016) was applied, where observations are compared to their predicted future values of CPUE by calculating the Mean Absolute Scaled Error (MASE) proposed by Hyndman and Koehler (2006), which scales the mean absolute error of prediction residuals to a naïve baseline prediction, where a ‘prediction’ is said to have ‘skill’ if it improves the model forecast when compared to the naïve baseline.

Finally, a sensitivity analysis based on the interactive stepwise addition of the inclusion of the CPUE series one-by-one was implemented, taking the EU PS VAST index as the base index (**Table 15**).

It was shown that for all scenarios, the behaviour of the model’s fits appeared to be mostly influenced by the pattern observed in the past CPUE series of the baitboats operating off Senegal and by the non-owned dFAD CPUE from the European Purse seiner (fitted using the VAST method). The Group recommended additional scenarios, such as starting the time series in 1990 and conducting a sensitivity analysis without the Canary Island baitboats index.

## 3.2 Western Stock

### 3.2.1 Statistically integrated models (Stock Synthesis 3)

SCRS/2022/098 presented a provisional version of the stock assessment model using Stock Synthesis (SS) for the western skipjack stock, including the initial model setup, fleet definitions, selectivity, and parameterization. A

one-area, combined-sex, and annual model was constructed for western Atlantic skipjack covering a timeframe from 1952 to 2020. Initial stock biomass in 1952 was assumed to be in an unfished, virgin stock condition. The fleet structure comprised 5 fleets and 5 abundance indices were modelled (**Table 8**).

Indices were available for 4 of the 5 fleets (PS\_West, BB\_West, LL\_USMX, LL\_OTH, and HL\_RR). Two indices were available for the baitboat fleet, one from 1981 to 1999 (BRA\_BB\_hist) and the other from 2000 to 2020 (BB\_West). The BRA\_BB\_hist index was set as a survey, and its selectivity mirrored BB\_West selectivity. Selectivity was parameterized as length-based for all fleets, with the selectivity parameters being freely estimated by the model. A dome-shaped was assumed for the fleets PS\_West, BB\_West, and HL\_RR and an asymptotic shape for LL\_USMX and LL\_OTH, as proposed by the stock assessment team. A time block for the selectivity of PS\_West was imposed (2015-2020).

Length compositions were input as the number of fish per 2 cm size bin. The effective sample sizes were equal to the  $\ln$  (number of observations) to reduce the effect of pseudo-replication in sampling and decrease the weight of length data in the overall model likelihood. Weight in kilograms was estimated by the conversion of length (cm) composition assuming the relationship:  $Wt = (7.48e-06 * length^{3.253})$ . Fecundity was modelled as a direct function of female body weight. Growth was modelled as for the E-SKJ stock with a von Bertalanffy formulation assuming the same parameters as shown in **Table 13**, noting that size at age 0 was assumed to be 2 cm. (**Table 9**). Each growth model scenario had a corresponding mean length-at-age 1, asymptotic mean growth ( $L_{inf}$ ), growth  $k$  parameter, and CV of length-at-age of 0.2 for all ages.

Age-specific  $M$  assumptions were modified from what was suggested in Anon. (2022). During this meeting the use of Gaertner (2015) scaling was proposed (SCRS/2022/093), however, the initial runs resulted in unrealistic high values of  $M$  for the youngest ages and low numbers at older ones (SCRS/2022/098). Thus, an alternative parameterization within SS was applied using the Lorenzen function with the same assumed asymptotic natural mortality-at-age recommended in Anon. (2022) for each growth curve scenario (SCRS/2022/093). The length data component variance adjustments followed the method of Francis (2011).

The stock-recruitment relationship followed a Beverton-Holt function with virgin recruitment ( $R_0$ ) freely estimated across a range of fixed steepness and annual recruitment deviation ( $\sigma_R = 0.4$ ). The initial steepness values defined by the Group ( $h = 0.7, 0.8, \text{ and } 0.9$ ) were used. Runs were conducted for the nine scenarios in the uncertainty grid, as a result of 3 steepness values and 3 cases of Growth/Natural mortality at age (**Table 13**). However, based on diagnostics and model fits, the steepness axis of 0.9 was dropped from the uncertainty grid, and a steepness value of 0.6 was added in its place. Examination of model diagnostics was done by following Carvalho *et al.* (2021).

### 3.2.2 Surplus Production models (JABBA)

The models based on the JABBA framework used total fishery catch data from 1952 to 2020 provided by the ICCAT Secretariat. Relative abundance indices were made available during the Skipjack 2022 Data Preparatory Meeting (Anon., 2022) in a form of standardized CPUE time series. These indices cover various periods and represent distinct fishing gears and fleets that operate on the W-SKJ stock. The indices used were BRA BB Past, BRA BB Present, BRA HL, USA LL, and VEN PS. The CVs for all indices were scaled to a 0.25 average.

The model specifications were based on the uncertainty grid defined in Anon. (2022), which resulted in nine distinct scenarios. These scenarios incorporate three variations in growth parameters, as provided in SCRS/2022/093 and three values of steepness (0.7, 0.8, and 0.9). All models were implemented using a Pella and Tomlinson production function (**Table 14**). The priors of  $K$  were kept uninformative similar to those used in Anon. (2015). For  $K$ , a lognormal distribution was implemented using JABBA “range” option. Lower and upper values ranged from 50,000 to 200,000 t, which resulted in an approximate mean value of 106,190 t and a CV of 36%. The  $r$  prior distributions were developed with an Age-Structured Equilibrium Model (ASEM) approach that uses Monte-Carlo simulations and the corresponding associated shape parameter of a Pella-Tomlinson production function (Winker *et al.*, 2019). The stock parameters used as inputs for the ASEM models included the uncertainty grid configuration cited previously and presented in **Table 15**. For all scenarios, the same initial depletion prior ( $\phi = B_{1952}/K$ ) was defined by a beta distribution with a mean = 0.93 and a CV of 5%. All catchability parameters were formulated as uninformative uniform priors. The process error of  $\log(B_y)$  in year  $y$  for all scenarios was defined by an inverse-gamma distribution with a shape parameter equal to 0.01 and a rate parameter equal to 0.01.

JABBA is implemented in R (R Development Core Team, <https://www.r-project.org/>) with the JAGS interface (Plummer, 2003) to estimate the Bayesian posterior distributions of all quantities of interest utilizing a Markov Chains Monte Carlo (MCMC) simulation. The JAGS model is executed in R using the wrapper function *jags* from the *r2jags* R library (Su and Yajima, 2012), which depends on the *rjags* R package. In this study, three MCMC chains were used. Each model was run for 30,000 iterations and sampled with a burn-in period of 5,000 for each chain and a thinning rate of five iterations. Basic diagnostics of the model convergence included visualization of the MCMC chains using MCMC trace-plots as well as the Heidelberger and Welch (1992), Geweke (1992), and Gelman and Rubin (1992) diagnostic tests as implemented in the *coda* R package (Plummer *et al.*, 2006).

Model diagnostics were provided to evaluate the model fits, including residual run tests, retrospective patterns, and the hindcast prediction skill test. To check for systematic bias in the stock status estimates, a retrospective analysis was also performed by systematically removing one year of data at a time sequentially over eight years ( $n = 8$ ), and then refitting the model after each data removal and comparing the biomass, fishing mortality,  $B/B_{MSY}$ ,  $F/F_{MSY}$ ,  $B/B_0$  and  $MSY$  estimates to the reference model that was fitted to the full data time series. To compare retrospective bias among models, the Mohn's rho ( $\rho$ ) statistic was computed by using the formulation defined by Hurtado-Ferro *et al.* (2014). A model-free hindcasting cross-validation (HCXval) technique by Kell *et al.* (2016) was applied, where observations are compared to their predicted future values of CPUE by calculating the Mean Absolute Scaled Error (MASE) proposed by Hyndman and Koehler (2006), which scales the mean absolute error of prediction residuals to a naïve baseline prediction, where a 'prediction' is said to have 'skill' if it improves the model forecast when compared to the naïve baseline.

Finally, sensitivity analyses based on the interactive stepwise addition of the inclusion of the CPUE series one-by-one were implemented, taking the BRA BB Past and BRA BB Present indices as base indices (**Table 17**). Based on these sensitivity analyses, a new model run was presented during the meeting using the scenario S05 ( $h=0.8$  and  $r \sim \text{lognormal}[0.44, 0.184]$ ) as a Reference Case that included a weighted measure between abundance indices assuming each respective representativeness over the total catches.

## 4. Stock status results

### 4.1 Eastern stock

#### 4.1.1 Statistically integrated model, Stocks Synthesis

##### *Stock Synthesis model convergence and fit diagnostics*

The preliminary reference case developed for East Atlantic skipjack tuna showed instability in some of the diagnostic analyses. The model showed an acceptable convergence  $2.7e-05$ , lower than a target of 0.0001. However, the jitter analysis showed that the model converges to local minima when the starting values are changed.

The preliminary reference case included both the echosounder buoy index and the standardized PS FAD CPUE fishing on non-owned FADs, as agreed during the 2022 Data Preparatory meeting (Anon., 2022). However, these two indices show a different trend: the echosounder buoy index increases while the PS FAD CPUE does not. None of the runs test diagnostics applied to the indices showed a random pattern in the residuals. Therefore, the Group agreed to consider both indices separately and to include these indices as one axis of the final uncertainty grid.

In the preliminary reference model, the recruitment deviates were estimated from 1990 onwards when the PS FOB/FAD fishery fleet officially starts its operations and most of the length composition data are available. However, the preliminary reference model only has indices data from 2010 onwards and, therefore, the Group decided to add the Canarian baitboat index from 1980 to 2013. However, at the 2022 Data Preparatory meeting, the Group agreed to use the BB historic indices (including the Canary Island BB CPUE) only for a continuity case. Nonetheless, the inclusion of the Canarian BB index showed a more plausible trend in the effect of removals on the SSB. The Canary Island BB index passed the random residual test and also improved the overall retrospective pattern of the model. However, the model was still not able to predict any of the recent indices (the echosounder buoy and Vast indices) in the hindcast diagnostic analyses ( $MASE > 1$ ), even when considering them separately. The Group agreed to use the Canary Island BB index in the model.

The results of the preliminary model showed a positive recruitment deviate from 2010 when landings start to increase until the highest historical landings observed in 2018. This occurred even when only the PS FOB/FAD CPUE was included, which does not show an increasing trend. In addition, the retrospective pattern also shows



instability of the estimate of  $R_0$ . As a result, the estimated values of  $R_0$  increase each year when new data are available. These trends in the recruitment deviates and the estimates of  $R_0$  could be explained by, for example, the spatial expansion of the fishing effort and/or by changes in the productivity of the stock that are not accounted for in the current model configuration. An age structure production model (ASPM) analysis was implemented in SS3 and the results show that the trend of the biomass is mainly driven by the recruitment deviates within the current model structure.

The longline fleet is the only fleet with a logistic asymptotic selectivity, the time series of the length composition showed an increasing trend in the mean size of the catch. Therefore, only data from the relatively stable period of 2003 onwards were considered. However, these changes in the size distribution affect estimates of selectivity and could be causing some of the instability in the model. Therefore, the Group agreed to fix the selectivity of the longline fleet.

The Group also explored the option of estimating recruitment deviates only after 2010 in order to avoid positive recruitment deviates at the end of the time series. This option led to a very unstable estimate of model parameters.

Although none of the preliminary runs or additional runs attempted during the meeting were accepted as a reference case, the diagnostic results of these attempts are reported in SCRS/2022/095. The Group agreed that more work is needed to get a more robust and stable model(s).

#### 4.1.2 Surplus Production models, JABBA and MPB

##### *JABBA results, convergence and model diagnostics*

The model fits to each of the five standardized CPUE indices are shown in **Figure 11** for each of the nine uncertainty grid scenarios. For all scenarios, the behaviour of the model fits appeared to be driven by the pattern observed in the DAK BB Past and EU PS VAST indices. The variability observed in the other indices, as well as the poor signal of long and relatively flat time-series indices, are not fitted well by the models.

The results of the log-residuals run tests for each CPUE and each scenario are shown in **Figure 12**. Green panels indicate CPUE indices that passed the runs test with no evidence of a non-random residual pattern ( $p > 0.05$ ) and red panels indicate a failed test. In addition, the inner shaded area shows 3-sigma limits around the overall mean as proposed by Anhøj and Olesen (2014) and the red circles identify each specific year where the residuals are larger than the threshold limit. In all scenarios, the same patterns were observed with a failed behaviour in the runs test diagnostic procedure for almost all indices, with the exception of the AZO BB Past index in all scenarios and the EU PS VAST index in scenario S03 (**Figure 12**). In general, the goodness-of-fits were comparable among all scenarios with the RMSE statistics ranging from 83.1% to 85.6% (**Figure 13**). This pattern shows some of the conflicting trends between indices.

The medians of the marginal posteriors for  $K$  ranged between 1,080,736 t (S03) and 1,699,609 t (S07) (**Table 18**). The values for the posterior to the prior median ratio (PPMR) and the variance (PPVR) ratios estimated for the  $K$  parameter indicated that this parameter was informed by the input data in the model in all scenarios. However, there were no observed reductions in the precision (e.g., standard error) of the posteriors compared to the priors defined for this parameter. For  $r$ , the medians of the marginal posteriors ranged between 0.397 (S07) and 1.014 (S03). In general, the values of PPMR and PPVR estimated for  $r$  show that the input priors defined the behaviour of the posteriors as expected. This pattern was less evident for the scenarios S01, S02, and S03 (**Figure 14**).

The results of an eight-year retrospective analysis applied to scenario S05 showed a negligible retrospective pattern (**Figure 15**). The estimated Mohn's rho for all stock quantities fell within the acceptable range of -0.15 and 0.20 (Hurtado-Ferro *et al.*, 2014; Carvalho *et al.*, 2017), which confirmed the lack of an undesirable retrospective pattern in the model. The hindcasting cross-validation results for all updated indices show predictions within the 95% CI, suggesting good prediction skills for the S05 scenario (**Figure 16**), except for the EU Echosounder index that presented some predictions outside of the 95% CI. The mean absolute scaled error (MASE) estimated was above the reference level ( $MASE > 1$ ) for both indices evaluated, which indicates that the average model forecasts are not better than a naïve baseline prediction like a random walk process (Carvalho *et al.*, 2021).

The results of the sensitivity analysis based on the inclusion of forward stepwise indices in the model are shown in **Figure 17**. These results showed some distinct behaviours over the general trajectories estimated with the addition of another index. The general trend and the pattern observed at the beginning of the series were similar among all models, the most significant change can be observed at the end of the time series for all quantities

(Biomass,  $B/B_0$ ,  $B/B_{MSY}$ , and  $F/F_{MSY}$ ). The model with only the EU PS VAST index showed the most pessimistic trend, while the gradual inclusion of the other indices in the model tended to make the results more optimistic with each interaction.

However, even though the model showed statistical convergence in all the adjusted scenarios, the conflict in the trends observed among the relative abundance series, as well as the process error deviates (**Figure 15**), led the Group to recommend continuing the development of the JABBA assessment model(s) for the E-SKJ stock according to the workplan, as described in Section 8.

#### *MPB results, convergence, and model diagnostics*

The Group discussed a potential reference case using total catch and abundance indices from the Azores baitboat, EU purse seine (VAST), and the Echosounder index, with the model starting in 1990 from an initial state of 85% of  $B_0$ . The reference case showed relatively poor fits to the available indices (**Figure 18**) and stability in the retrospective analysis for 1 to 3-year peels, but it was unstable when 4 or more years were removed (**Figure 19**). Additional diagnostics were presented to the Group including the production function (**Figure 20**) and the likelihood profile for the intrinsic growth rate (**Figure 21**). Additional runs were evaluated to explore i) the inclusion of the ratio YFT/SKJ index (Abascal *et al.*, 2022), ii) the separation of the VAST and Echosounder indices in different runs, and iii) a different starting point for the biomass in 1990 (**Figure 22**). The new runs suggest that the VAST index is necessary to ensure convergence and estimate realistic values of MSY (**Table 24**).

Overall, the lack of stability of the model raised concerns and the Group noted that the contradictory signals of increased catch and stable or increasing indices in the last years may be difficult to reconcile within the MPB model. Therefore, the Group agreed not to use the results of the MPB to provide stock status and management advice.

#### *4.1.3 Synthesis of assessment results*

As the Group was unable to develop a reference model for the eastern SKJ stock at the meeting, it was agreed to continue working intersessionally, as described in Section 8.

## **4.2 Western stock**

### *4.2.1 Statistically integrated model, Stocks Synthesis*

After the provisional model configuration (described in Section 3.2.1) was presented, the Group decided to maintain the growth/M-at-age of the uncertainty grid. However, because the yield curve was not well determined at a steepness level of 0.9, the Group agreed to modify the steepness level values in the uncertainty grid to  $h = 0.6$ , 0.7, and 0.8 for the W-SKJ stock. It was noted that this is consistent with a hypothesis that the overall productivity of the western SKJ stock is lower in comparison with the eastern SKJ stock, at least based on historical catches (Evans *et al.*, 1981). Some alternatives of different years for estimating the recruitment deviations were tested and the Group agreed to restrict the estimations of recruitment deviations starting in 1993 (originally estimated from 1980 onwards), when size compositions for all the major fishing fleets are available. The restriction of estimating the recruitment deviations between 1993 and 2018 resulted in a less steep decline in the spawning biomass in early 1980, which addressed a concern raised by the Group in the original model configuration. The Group agreed on a reference model case using the growth/M-at-age level of the 0.5 quantile, steepness 0.7, and the recruitment deviations estimated from 1993 to 2018.

The reference case of the Stock Synthesis model shows stability in the log-likelihood with different starting values (**Figure 23**). The final model gradient was  $4.7e-05$ , lower than a target of 0.0001, and considered acceptable for model convergence, particularly since the solution was stable across different starting parameter values. All 50 jittered model runs converged, with 47 of the model runs resulting in the same total negative likelihood estimate value as the base run (365 likelihood units), and 3 model runs had larger total negative likelihood values. The jittered model was robust to the initial values of the parameters and gave no evidence that the model converged to local minima of the objective function instead of the global minimum.

The model showed a generally good fit to the indices and showed acceptable fits to the length composition for all fishing fleets, except for the years between 2010 and 2016 for the BB\_West fishing fleet (**Figure 24**). The residual patterns of the indices and the length fits were good overall. Estimated deviations from the stock-recruitment curve (i.e., recruitment deviates) indicated high variability in year-to-year recruitment (**Figure 25**), with positive deviations from 1994 to 1999, a dynamic increase and decrease from 2000 to 2013, followed by a significant decrease in 2014 and 2015, and then negative but closer to the mean in 2016 and 2017.

In general, the joint residual plots for the reference case showed a random pattern for the residuals of the fits to the indices for all fleets with some outliers for the HL\_RR and LL\_USMX fleets ( $>1$  or  $<-1$ ), but without a significant impact on the overall pattern (**Figure 16**). A negative trend in the residuals was observed at the beginning of the BRA\_BB\_hist index time series. The residuals of the length composition fits also showed a random pattern for all fleets with no evident outliers (**Figure 26**).

The retrospective analysis for the reference model performed relatively well (**Figure 27**), all falling within the confidence intervals of the different runs and showing no discernible trend. The scale of SSB increased, but the overall trend remained when 4- and 5-year data were removed (**Figure 27**). The Mohn's rho values estimated for SSB (0.01) and F (0.06) fell within the acceptable range of -0.15 and 0.20 (Hurtado-Ferro *et al.*, 2014; Carvalho *et al.*, 2017), which confirmed the lack of an undesirable retrospective pattern in the model.

The prediction skill analysis for the reference case showed that all recent CPUE indices and length compositions included at least one observation that fell within the hindcast evaluation period 2015–2019 (**Figures 28 and 29**). The MASE scores  $> 1$  for the index of the two main fleets PS\_West and BB\_West indicated lower prediction skills. In general, the length compositions have better prediction skills than the indices.

A list of model parameters is provided in **Table 19**, including estimated values and their associated asymptotic standard errors, initial parameter values, minimum and maximum values, priors if used, and whether the parameter was fixed or estimated. Since steepness ( $h$ ) and the sigmaR of the Beverton-Holt curve were fixed, the main productivity parameter estimated in Stock Synthesis was the average level of age-0 recruitment at unfished equilibrium spawning biomass ( $R_0$ ).

The estimated time series of SSB for the reference case indicated that stock decreased from the late 1970s to the early 1980s and remained at relatively low levels during the mid-1980s and mid-1990s. After some immediate increase in the mid-1990s, the stock remained at around 100,000 to 130,000 t until 2015. A steep decrease was observed in SSB since 2015 to the historical lowest level in 2019 and 2020 (**Figure 30**).

Based on the reference case, the Group examined the results of the 9 models from the uncertainty grid. Overall, throughout the uncertainty grid results, the higher growth/M ( $G/M$ ) vectors quantiles (0.75) estimated the most drastic spawning biomass declines since the early years of the time series (warmer colours in **Figure 31**) and the lowest spawning biomass in the recent periods. In contrast, the smaller  $G/M$  quantiles (0.25) estimated the lower SSB declines and the larger spawning biomass in recent periods. Inside each  $G/M$  quantile, the larger the steepness values, the lower the spawning biomass scales (**Figure 31**). Regarding recruits at age 0 (**Figure 32**), the larger  $G/M$  quantile estimated lower recruit numbers and a more minor variation across the time series. The larger  $G/M$  quantile estimated larger numbers of age 0 recruits (almost double) and larger variation across the time series.

When considering only the 0.75th quantile level of growth/M vector of the uncertainty grid, the stock reached an overfished status ( $SSB/SSB_{MSY} < 1$ ) for the three steepness values (**Figure 33**), driven in part by estimates of recent low recruitments. For the other axes of the uncertainty grid, the stock was never overfished. On the other hand, the stock did not have ongoing overfishing across the uncertainty grid (**Figure 14**). The highest values of  $F/F_{MSY}$  were estimated for the 0.75th quantile of the growth/M vector.

#### 4.2.2 Surplus Production models, JABBA

SCRS/2022/099 presented a Bayesian State-Space surplus production model for the western skipjack stock based on nine distinct scenarios derived from the uncertainty grid proposed in Anon. (2022). Diagnostics indicated that the model converged according to Heidelberger and Welch (1992), Geweke (1992), and Gelman and Rubin (1992) convergence diagnostics. For the run tests applied to the indices, all scenarios failed for the BRA BB Present, BRA HL, and VEN PS indices, and all scenarios passed the runs test for fits to the BRA BB Past and USA LL indices. Goodness-of-fit statistics were comparable among all scenarios, as RMSE statistics ranged from 42.1% to 42.7%. In addition, the annual process error deviations estimated for all scenarios showed a similar stochastic pattern with no clear trend, tending around the zero and 95% credibility intervals covering the zero value, suggesting no evidence of structural model misspecifications. Retrospective analyses indicated no severe retrospective patterns

according to the range proposed by Hurtado-Ferro *et al.* (2014). Finally, MASE scores for the hindcasted models based on S05 indicated that predictions were worse than the naïve prediction ( $MASE > 1$ ) for the BRA\_BB\_Present, VEN PS, and BB HL indices.

Results of the models indicated that the medians of the marginal posteriors for  $K$  ranged between 121,544 t (S03) and 208,597 t (S07), and for  $r$  ranged between 0.443 (S07) and 1.054 (S03). The range of MSY median estimates was narrow between all nine scenarios, reaching the lower value in the S07 scenario (32,716 t) and the higher value in the S03 scenario (40,152 t) (**Table 20**). Furthermore, the marginal posterior medians for  $B_{MSY}$  varied between 50,945 t (S02) and 79,276 t (S07) and estimates of  $F_{MSY}$  showed a small variation between the nine scenarios, with median values varying from 0.414 (S07) to 0.799 (S03) (**Table 20**).

In general, all scenarios showed a similar trend for the trajectories of  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$  over time (**Figures 35** and **36**). The trajectory of  $B/B_{MSY}$  showed a sharp decrease after 1980 and a subsequent stable trend from 1984 to 2020. The Group discussed that one explanation for this stability between 1984 and 2020 could be linked to the flat pattern observed in the more extended index used in the model (VEN PS index). The  $F/F_{MSY}$  trajectory showed a sharply increasing trend in the same year that a decrease was observed in the  $B/B_{MSY}$  trajectory, and a slight decrease from that period onwards to the end of the time series (**Figures 35** and **36**). The Group discussed that the abrupt increase in  $F/F_{MSY}$  after 1980 coincided with the beginning of operations of the Brazilian baitboat fleet as regards this stock.

The sensitivity analysis based on the interactive stepwise addition of each CPUE series showed that the trajectory of the model at the end of the time series was sensitive to the inclusion of the VEN PS CPUE (**Figure 38**). In light of this, a revised model was developed during the meeting based on S05 ( $h=0.8$  and  $r \sim \text{lognormal}[0.44, 0.184]$ ), which weighted abundance indices according to the respective representativeness of each fleet as regards the total catch. The Group decided to move forward with the revised model formulation of JABBA.

This new weighted model produced biomass point estimates above  $B_{MSY}$  (median estimate 62,965 t, 95% CI: [45,341 t - 93,770 t]) for almost the entire time series, concluding in 2020 with a median point estimate of  $B/B_{MSY} = 1.2$  (95% CI: [0.495 - 2.187]; **Figure 39**). The lower values for the 95% credible intervals of  $B/B_{MSY}$  were less than 1 for most years between 1980-2020. Fishing mortality median point estimates were also consistently below  $F_{MSY}$  (median estimate 0.503 [0.356 - 0.722]; **Figure 40**). In 2020,  $F/F_{MSY}$  was estimated at 0.448 [0.191 - 1.389]. When considering the 95% credible intervals for the entire time series, there was some probability that  $F/F_{MSY} > 1$  in the latter portion of the time series. The estimate of MSY from this model was 31,353 t [24,848 t - 46,494 t].

The Group noted that the stock status estimates from the JABBA model do agree with the estimated stock status estimated using the Stock Synthesis model. However, the Group decided not to use the results of the surplus production model to provide management advice.

#### 4.2.3 Synthesis of assessment results

Given the limited time available at the stock assessment meeting, the Group emphasizes that the results included in this section are considered near final, but still require a final review before they are adopted. However, the Group does not expect substantial changes to occur prior to the final adoption at the September Tropical Tuna Species Group meeting.

The Group compared the results for the two assessment models considered for the western Atlantic stock (Stock Synthesis, and JABBA). The annual trends in total biomass ( $B$ ),  $B/B_{MSY}$ , and  $F/F_{MSY}$  produced by the models suggested similar population dynamics (**Figure 41**). This is expected when the data are informative and the models are specified similarly. All models suggested a steep decline in stock biomass as fishing mortality ( $F$ ) increased in the late 1970s and 1980s. The Group considered whether the increase in the catch that occurred during that time (a 7-fold increase from roughly 5,000 t to 35,000 t) was sufficient to produce this precipitous decline and agreed that it was. The Group also noted that the stock status in recent years was similar for all model runs considered. In the reference case assumptions regarding  $M$  and steepness, all models indicated that western skipjack is not currently experiencing overfishing ( $F < F_{MSY}$ ) and is not overfished ( $B > B_{MSY}$ ).

The most significant difference among the models was the initial unfished biomass ( $B_0$ ). The surplus production model (JABBA) is not age-structured and estimated a lower  $B_0$  and a higher stock size, relative to  $B_0$ , needed to support maximum sustainable yield (MSY). The age-structured model (Stock Synthesis) suggests a higher  $B_0$  and produces MSY at a higher level of depletion (i.e.,  $B_{MSY}$  is less than 25% of  $B_0$ ). The Group agreed that this result is expected considering that JABBA is a surplus production model that does not include age-specific life history dynamics. Stock synthesis is an age-structured model that includes age-specific life history functions. The life history of skipjack tuna suggests a highly productive stock with full maturity at age-1.

Given the similarity of the JABBA and Stock Synthesis model results, and the advantages of age-structured model configurations (e.g., inclusion of age-specific life history functions, facilitating the multi-species MSE, ability to explore the impacts of time varying selectivity and/or fleet allocation), the Group decided to use only Stock Synthesis model results in the development of management advice from the uncertainty grid used to quantify the major sources of scientific uncertainty. Nine Stock Synthesis runs were included in the grid, exploring uncertainty in growth parameters resulting in growth/natural mortality (M) and stock productivity (steepness,  $h=0.7, 0.8,$  and  $0.9$ ).

Parameter	Value 1	Value 2	Value 3	Value 4	Value 5	Value 6	Value 7	Value 8	Value 9
Steepness	0.7	0.7	0.7	0.8	0.8	0.8	0.9	0.9	0.9
Growth param quantile	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75

The annual patterns in the median SSB, Recruitment,  $SSB/SSB_{MSY}$ , and  $F/F_{MSY}$  were similar for all nine models, although the absolute magnitude of the estimates varied considerably (**Figure 42**). The current stock status was dependent on the assumed natural mortality and steepness. The three models run at the lowest M (at the 75<sup>th</sup> percentile of the growth parameters distribution) indicated the highest depletion (SSB near or below  $SSB_{MSY}$ ), but none of the models considered suggested that overfishing has recently occurred ( $F < F_{MSY}$ ). All models indicated that recruitment of the western stock has been below average since about 2015.

The uncertainty in current stock status was quantified using the Monte-Carlo multivariate lognormal (MVLN) with 20000 iterations (Walter and Winker, 2019) for each of the uncertainty grid cases (**Figure 43** and **Table 21**). The Group discussed if the number of axes in the uncertainty grid is sufficient to estimate the probability distribution of the stock status. A visual inspection of the “banana shape” of the Kobe plot, as well as the deterministic projections, reflected the expected correlation between relative biomass and relative fishing mortality (see section 5.2).

The resulting Kobe plot indicates that the stock is likely to be in a healthy condition (green quadrant; 81.1% probability) and is not overfished ( $SSB/SSB_{MSY} = 1.38$ ) nor undergoing overfishing ( $F/F_{MSY} = 0.48$ ). There is a small, but not insignificant, probability that the stock is either overfished (yellow quadrant; 13.4%) or both overfished and undergoing overfishing (red quadrant; 5.5%). The three models with the lowest assumed M at age (Qnt75) were the least optimistic with regards to stock condition and produced median SSB estimates below the level that supports MSY ( $SSB/SSB_{MSY}$  ranging from 0.78-0.90). The models with a lower M produced SSB estimates above  $SSB_{MSY}$  ( $SSB/SSB_{MSY}$  ranging from 1.25-2.25). No model indicated that the median F in 2020 was above  $F_{MSY}$  (median  $F/F_{MSY}$  ranged from 0.22-0.81 of  $F_{MSY}$ ). The overall average MSY estimate produced from the uncertainty grid was 35,277 t. Individual model estimates ranged from 28,444 t to 46,340 t.

## 5 Projections Kobe Matrix for skipjack tuna stocks

### 5.1 Eastern Stock

The group agreed to finalize stock assessment results for the eastern skipjack stock and also agreed to discuss projection settings at the informal intersessional meeting in July (see the workplan in Section 8), if the stock assessment results are deemed suitable for projections. The projections and resulting Kobe 2 strategy matrices will be reviewed at the September Species Group meeting and considered as a basis for the management advice. To facilitate the intersessional projection exercises in advance, the group agreed on the assumption of 2021 and 2022 catch to fix at 217,199 t that is the 2020 reported catch, while purse seine catch might be decreased, especially in 2022 due to the lower number of active vessels.

### 5.2 Western stock

The Group recommended that final management advice be developed from the distribution of the projections for the 9 Stock Synthesis runs (combination of  $h$  [0.6, 0.7, or 0.8] and Qnt [25, 50, or 75]) of the uncertainty grid. The Group agreed to conduct these projections using the following specifications.

- Projection interval: the Group agreed to develop projections for the period 2021-2040, and to produce management recommendations based on the projection results for the 2021-2032 period.

- For projection purposes, 2021 and 2022 catches are fixed at 18,859 t (the 2020 reported catch) even though the Group was informed on a recent decrease in fishing effort for the main SKJ western fisheries (BB Brazil).
- Catch scenarios: projection at constant  $F_{MSY}$ , constant catch projections at 0 t, and from 16,000 t to 40,000 t in 2,000 t intervals. Additional constant catch projections of 33,000 t and 35,000 t should be carried out in order to have finer scale intervals at levels near, but not exceeding,  $MSY$ .
- Recruitment: based on the estimated stock recruitment relationship with no recruitment deviations.
- Selectivity and relative contribution of fleets to catches: The estimated selectivities in recent years (2018 – 2020) in the model were used for projections. The proportions of the catch for each fleet were calculated using the average of the last three years (2018-2020) and used for the projections (**Table 22**).
- Projections were conducted using the Monte-Carlo multivariate lognormal (MVLN) described in Walter and Winker (2019) with 10,000 iterations.

During the meeting, the preliminary results of projections using MVLN 200000 iterations were presented to the Group (SCRS/P/2022/031), and it was agreed that the assessment team will provide final results at the informal intersessional meeting in July and an SCRS document will be presented at the September SCRS Species Group meeting.

Projections of spawning stock biomass and fishing mortality relative to  $SSB_{MSY}$  and  $F_{MSY}$  benchmarks were calculated for each of the 9 Stock Synthesis uncertainty grid runs for the western skipjack stock (**Figure 44** for SSB). The mean of the 9 runs was then calculated for each projection year (**Figure 45**).

As a result of the assumptions made for 2021 and 2022 catches and the gradual decrease in catch after 2017, the  $SSB/SSB_{MSY}$  increases and  $F/F_{MSY}$  decreases in the 2021-2022 period. Beginning in 2023, catches of 30,000 t or more lead to a decline in the spawning stock biomass. In this projection, the median of  $SSB/SSB_{MSY}$  remains above 1.0 at the range of the considered catch scenarios by 2032. However, the Group reiterated that the uncertainty of the projections increases substantially as time increases and that long-term projections (e.g., 5+ years) are highly uncertain.

The Group observed some unexpected  $SSB/SSB_{MSY}$  trajectories, and this could be the same case for BET and YFT projections. Stock Synthesis returned implausible values for  $F/F_{MSY}$  or  $SSB/SSB_{MSY}$  that consisted in some instances of extremely large fishing mortality rates associated with very small levels of biomass. To prevent this undesirable projection behaviour, a ceiling of 9 on  $F/F_{MSY}$  and a floor of 0.1 on  $SSB/SSB_{MSY}$  could be used to effectively prevent the stock from complete collapse during projection runs.

A tentative Kobe 2 strategy matrix was also examined. The Group discussed the possibility of using finer catch intervals for the projections. The SCRS sometimes provides projections with fine catch intervals to better assist the Commission in its deliberations to adopt TACs. However, the Group expressed its concerns regarding using finer TAC intervals because it will significantly increase the amount of work for the modellers and would make difficult for the Group to review the new results in the limited time available. The Group suggested that the SCRS could provide the Commission with a simple methodology to interpolate results between the available catch scenarios. Finally, the Group further requested that the modellers conduct the projection with the  $MSY$  level (35,277 t on average across 9 runs, **Table 21**), which is closer to 35,000 t. This will be provided to the Group intersessionally.

There were a few probabilities of SSB falling below 10%  $SSB_{MSY}$  in the projections, which corresponds to 1.8 – 2.8 % of virgin biomass for the 9 grid runs. The Group requested that the probabilities of SSB falling below 20%  $SSB_{MSY}$  also be provided.

## 6. Recommendations

### 6.1 Management

#### 6.1.1 Eastern Stock

The Group agreed that management recommendations for the eastern Stock will be developed based on the results that will be presented at the scheduled intersessional meeting.

### 6.1.2 *Western Stock*

The Group points out that recent catches have been below previous catches and below MSY, and that such a decline is mostly due to lower catches by the Brazilian fleets. The Group noted that the stock assessment results showed lower recruitments at the end of the time series, which might be partially responsible for the lower catch levels.

Despite the lower recent catch levels, the Group indicated that the W-SKJ stock has a high probability of being in the green quadrant of the Kobe plot (i.e., not overfished and not undergoing overfishing).

The Group noted that the preliminary results of the projections indicate that recent catch levels are sustainable and are predicted to increase the stock size if recruitment is at the levels predicted by the stock-recruitment relationship. The Group recommends that catches should not be allowed to exceed MSY.

### **6.2 *Research and statistics – including those with financial implications***

These recommendations are in addition to those included in Anon. (2022).

- The uncertainty in age validation remains an important data gap for SKJ, the stock assessments used three scenarios of growth to account for this lack of information, which also affected natural mortality estimates. To reduce this uncertainty, the Group recommended that a validated reference age collection and standardized age key for input in stock assessment be produced. Noting that further analysis of AOTTP size samples could contribute to assessing the most appropriate growth parameters, a better understanding of the current status for the ageing of SKJ is needed. Continued capacity building of age and growth lab techniques that began as part of AOTTP may also help to resolve this data gap, noting that fulfilling this research need may have financial implications.
- In the 2014 SKJ stock assessment (Anon., 2015), the Canarian' baitboat index was used as part of the reference case. Therefore, the Group recommends updating and standardising this index for future use in stock assessments.
- Considering the inherent difficulties of eastern skipjack stock assessment to ensemble a grid to provide stock status and management advice, the Group recommends that the activities of the AOTTP funded by the Commission consider AOTTP data analysis to inform skipjack stock assessments (e.g., exploitation rates, movement and mixing rates, etc.).
- During the 2022 preparatory meeting (Anon., 2022), the Group recommended exploring the potential migration of SKJ across stock boundaries. Research to better understand SKJ stock structure could be achieved through analysis of returned AOTTP SKJ tags, or deployment of more conventional tags in places where movement details remain unknown (e.g., Venezuela to Equator and northern migrations of the western stock). Fine-scale movements and vertical migrations of SKJ could be assessed using electronic tags on large individuals, which may help to clarify whether there are movements across stock boundaries.
- Outputs of some of the stock assessment model runs highlighted potential issues with stock-recruitment curve steepness. Although similar values (0.7-0.9) are used across other oceans for SKJ, the Group recommends that research be conducted into factors that can influence steepness.
- The Group discussed that the fleet structure and characteristics used in the stock assessment align with those used in other tropical tuna stock assessments. However, the SKJ purse seine fishery has added variability due to the changes in areas fished and operational methods over several past years. The Group recommends further evaluating the changes in SKJ PS fisheries and exploring how to incorporate those changes into future stock assessments.
- At present, the stock assessment is not independently reviewed. Hence, the Group recommends an independent review of the future SKJ stock assessment.
- The Group noted the expansion of the eastern tropical tuna purse seine fleet to the North and the West and discussed the potential reasons for the expansion of the PS fishing grounds that may include / combine the following factors : (1) a change in the spatial scale of Task 2 data (from 1°x1° to 5°x5°), (2) the increased use of FOBs and related changes in fishing practices (its consequences in terms of fishers behaviour) (sharing information among vessels) (3) changes in the access to fishing grounds with the different configurations of the FOB moratorium and fishing agreements, and (4) increasing stock size or a change in the spatial distribution of the E-SKJ stock (in relation to the use of dFADs and/or in relation to other factors such as climate change). The Group, therefore, recommends that these hypotheses be examined in the near future.

- The Group recommends continuing research on the W-SKJ stock and its relation and response to changes in the climate and/or oceanographic conditions.

## 7. Responses to the Commission

The Group reviewed the requests from the Commission that were not addressed or not fully addressed by the SCRS in 2021 (ICCAT, 2021). The intention was to review the requests and the responses provided so far and discuss how the remaining questions are going to be addressed between now and the SCRS meeting in September:

*21.1 Discards in purse seine fisheries, Rec. 17-01, paragraph 4. The Group noted that this can be addressed using information from observers. However, it was noted that this information was already available at the ICCAT Secretariat and could be used by the SCRS to inform the Commission.*

The Secretariat will provide a summary of the available information at the next meeting. The Secretariat informed the Group that it is planning to summarize the observer data for tropical tunas caught in PS gear submitted through the ST09-DomObPrg statistical form and the information will be presented to the Group during the Species Group meeting in September. The Group agreed to prepare a response to the Commission based on the information that will be provided by the Secretariat.

*21.4 Fishing prohibited with FADs, Rec. 21-01, para 28. The Group was informed that the analysis proposed by the SCRS in 2021 is in progress and results will be presented to the Group by September 2022. It was suggested to incorporate 2021 in the analysis if data are available in time. The idea is to have a projection matrix to evaluate the impact of the moratoria on FADs.*

The Group noted that, in order to evaluate the efficacy of historical closures, appropriate indicators of fishing mortality for one-year old for the major surface fleets could be evaluated based on recent stock assessment results from BET and YFT.

The Group noted that for this analysis, historical FOB/FAD set data is required and that the reporting of this information is mandatory as per Rec 21-01. The Group requested that the SCRS report which CPCs have provided the required historical FOB/FAD set data by 31 July 2022, as per paragraph 31 of Rec. 21-01.

The Group noted that this analysis could investigate potential SKJ yield lost due to the FAD closure.

*21.8 The SCRS shall refine the MSE process in line with the SCRS roadmap and continue testing the candidate management procedures. Rec. 21-01, para 62. It was noted that the roadmap will be discussed in the Meeting of the Tropical Tunas MSE Technical SubGroup (19-20 Ma, 2022)*

The Group discussed that the development of successful reference models for both SKJ stocks is an important step to advance the Tropical Tunas MSE. MSE work for W-SKJ can be advanced by taking into consideration the results of the current stock assessment. The MSE team has already conducted preliminary conditioning of the OMs for the western stock and it is confident that the results of the stock assessment will be successfully incorporated into the conditioning of the OMs that will be discussed in September.

In the case of the eastern stock, the Group discussed that the MSE could use an assessment model in a different state without needing to define stock status and use it within that framework. It was indicated that there might be a need to develop a wider set of OMs than initially thought to include some additional hypotheses discussed during the meeting. For example, potential changes in productivity that could have resulted from the spatial expansion of the E-SKJ fishery and/or the use of FADs. Another hypothesis to include is the effect of different climate change scenarios on, for example, stock recruitment. The Group was informed that the MSE team has already discussed this last issue.

In general, the Group agreed that the OMs should include a wide number of scenarios, but all the scenarios should be plausible.

The Group indicated that the highest priority for the MSE team should be setting additional OMs that incorporate some of the findings of the current assessment instead of developing CMPs.



*21.9 Efficacy that full fishery closures along the lines of those proposed in PA1\_505A/2019, Rec. 21- 01, para 66a. The Group noted that a tool to evaluate the impact of the closure was presented in the past (Herrera et al., 2020) but that the SCRS could not address this question. However, this question is linked to Rec. 21-01 paragraph 28 and will be at least partially addressed in the response to the request.*

The Group agreed that the results of the current stock assessment does not change the perception of the analysis done by Herrera *et al.* (2020). It was discussed that the calculations of the proportion of recruitment by quarter is new information that could affect the setting of the closures, for example, closing quarter 1 could reduce the mortality of recruits. However, there is still a need to develop a stable assessment model for E-SKJ to test this hypothesis. It was pointed out that the previous work by Herrera *et al.* (2020) used monthly catches which might capture the recruitment dynamics of the eastern stock. The Group also indicated that the closure was an alternative management tool for managing by controlling catches.

*21.11 The SCRS and the Secretariat shall prepare TORs to carry out an evaluation of the monitoring, control and surveillance mechanisms in place in ICCAT CPCs. Rec. 21-01, para 66c. No action was agreed by the Group.*

The Group and the Secretariat discussed the best approach to advance this work. Evaluation of data collection and processing programs is within the purview of SCRS. However, the Group discussed if this task should be conducted by the Subcommittee on Statistics. There was a general agreement that SCRS should focus on the monitoring portion of this task.

The Group discussed that the TORs should not only focus on the collection and processing of catch data but that it should also focus on fishing effort data including changes in fishing capacity. In other words, the TORs are to be developed to include assessment of data collection and processing of Task1 and Task2 data.

The Group also discussed if the TORs should be developed to conduct the analysis for all CPCs or just for major contributors to the total catch. For example, the Group agreed that one approach could be to conduct the analysis for those fleets that catch 90% of the tropical tuna complex in the eastern Atlantic. However, the Group also acknowledged the need to include other gears (e.g., longline, baitboats) in the analysis instead of just focusing on PS gear. It was agreed that besides the amount of catch, the importance of the information provided by the different fleets to the stock assessments should also be taken into consideration and that identifying data gaps that can reduce the uncertainty of stock assessment results is another important step.

*One Commission request missing (paragraph 66 b) in Rec. 21-01. In 2021 the SCRS provided a table with the annual evolution of only large-scale PS vessels operating in ICCAT. The information was incomplete and should be updated including also the capacity and number of other fleet components (e.g., support vessels, BB, LL). The Group emphasized the importance of providing this information by September 2022 and requested national scientists to collaborate with this task.*

The Group acknowledged that no update of fishing capacity estimates had been performed in the past few years. ISSF informed the Group that they can update this work for large PS vessels. The Group and the Secretariat discussed if the information submitted by CPCs through the ST01-T1FC statistical form (fleet characteristics) could be used to update fishing capacity estimates. However, the ST01-T1FC form only includes individual vessel information for vessels that are > 20 m LOA. Information for vessels < 20 m LOA is reported in a summarized form. Another limitation of the ST01 form is the lack of information on the amount of fishing conducted by each vessel. The Secretariat informed the Group that they can conduct a fishing capacity analysis using the ST01-T1FC form taking into consideration the caveats discussed by the Group.

## **8. Other matters**

Due to time limitations, the Group was unable to complete all the tasks planned for the meeting. Thus, the Group discussed and agreed on a workplan for the intersessional period between this meeting and the Species Group meeting in September. The agreement is as follows:

- Continue to work on improving the SS3 and JABBA assessment models for the East-SKJ stock by considering the following suggestions for improvement. Add an axis of uncertainty representing the relative abundance indices used (2 levels: i Canary Islands' BB + PS Vast and ii Canary Islands' BB + Echosounder buoy) to the grid of uncertainty.
  - SS3

- Alternative weighting of length composition data
  - Inclusion of AOTTP tagging data for the purposes of survival estimation (will require analysis and preparation of tagging data sets prior to 15 June).
  - Analysis of the recruitment deviates trend and time period
  - Analysis of the introduction of length composition with bin of 1 cm.
  - Analysis of starting the model in a different period, for example, at the same time as the Canarian BB 1990.
- JABBA
    - Alternative M vectors scaled in new runs from SS3
    - Sensitivity analysis regarding Process Error Deviations
    - Alternative production functions and Abundance Indices
- Have an informal Tropical Tuna Species Group webinar on the 15 July 2022 (11:00 – 16:30 CET) open to all participants of the current meeting.
    - Finalize West-SKJ Projection and confirm the results adopted in the stock assessment meeting report
    - Present and discuss new runs for SS3 and JABBA for the East-SKJ
    - Decide whether such runs are appropriate to agree on a reference case and uncertainty grid for East-SKJ. If appropriate, develop a Kobe plot
    - If feasible, develop projections and a Kobe matrix for East-SKJ
  - Between 15 July and the Species Group meeting
    - Prepare drafts of the Executive summary for SKJ
    - Prepare drafts of responses to the Commission
    - Prepare SCRS paper(s) describing intersessional work conducted on East-SKJ assessments for presentation during the Species Group meeting.

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

The report was adopted partially during the stock assessment meeting (sections 3, 4 and 8) and partially by correspondence (sections 1, 2, 5, 6, 7 and 9).

## References

- Abascal F.J, Gaertner D., Báez J.C, Kaplan D., Pascual P., Ortiz de Urbina J. 2022. An alternative index of abundance for Atlantic skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) based on catch ratio and abundance of a reference species. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(1): 247-260.
- Akia, S., Guery, L., Grande, M., Kaplan, D., Pascual, P., Ramos, M.L., Uranga, J., Abascal, F., Santiago, J., Gorra, M., Gaertner, D. 2022. European purse seiners CPUE standardization of eastern Atlantic skipjack caught under non-owned DFADS using the VAST methodology. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(1): 210-221.
- Anhøj, J., Olesen, A.V. 2014. Run charts revisited: A simulation study of run chart rules for detection of non-random variation in health care processes. PLoS One 9, 1–13. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0113825>
- Anonymous. 2015. Report of the 2014 ICCAT East and West Atlantic Skipjack Stock Assessment Meeting. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 71(1): 1-172.
- Anonymous. 2022. Report of the Skipjack Data Preparatory Meeting. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(1): 1-110.
- L.G. Cardoso, B. Mourato, R. Sant'Ana, G. Silva, J.P. Castello, C. Monteiro-Neto, M. Rodrigues da Costa, R. de Almeida Tubino. 2022. What can the size data tell us about the western Atlantic skipjack tuna stock? Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79 (1): 239-246
- Carvalho, F., Punt, A.E., Chang, Y.J., Maunder, M.N., Piner, K.R., 2017. Can diagnostic tests help identify model misspecification in integrated stock assessments? Fish. Res. 192, 28–40.
- Carvalho, F., Winker, H., Courtney, D., Kapur, M., Kell, L., Cardinale, M., Schirripa, M., Kitakado, T., Yemane, D., Piner, K. R., Maunder, M. N., Taylor, I., Wetzel, C. R., Doering, K., Johnson, K. F., Methot, R. D. 2021. A cookbook for using model diagnostics in integrated stock assessments. Fisheries Research, 240: 105959.
- Evans R.H., McLain D.R., Bauer R.A. 1981, Atlantic Skipjack Tuna: Influences of mean environmental conditions on their vulnerability to surface fishing gear. Mar. Fish. Rev. 43, 1–11.
- Francis, R. I. C. C. 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 68:1124–1138.
- Gartner, D. 2015. Indirect estimates of natural mortality rates for Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*), using life history parameters. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 71(1): 189-204.
- Gelman, A., Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. Stat. Sci. 7, 457–472. <https://doi.org/10.2307/2246093>.
- Geweke, J. 1992. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments., in: Berger, J.O., Bernardo, J.M., Dawid, A.P., Smith, A.F.M. (Eds.), Bayesian Statistics 4: Proceedings of the Fourth Valencia International Meeting. Clarendon Press, Oxford, pp. 169–193.
- Herrera M., Sharma R., Calay S., Coelho R., Die D., Melvin G., Ortiz M., Restrepo V., Neves dos Santos, M. 2020. Progress report of the group evaluating the decision support tool presented in Sharma & Herrera (2019) and proposal for further review and discussion by the SCRS. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 77(8): 18-25 (2020)
- Heidelberger, P., Welch, P.D. 1992. Simulation run length control in the presence of an initial transient. Oper. Res. 31, 1109–1144. <https://doi.org/10.1287/opre.31.6.1109>.

- Hurtado-Ferro, F., Szuwalski, C.S., Valero, J.L., Anderson, S.C., Cunningham, C.J., Johnson, K.F., Licandeo, R., McGilliard, C.R., Monnahan, C.C., Muradian, M.L., Ono, K., Vert-Pre, K.A., Whitten, A.R., Punt, A.E. 2014. Looking in the rear-view mirror: Bias and retrospective patterns in integrated, age-structured stock assessment models, in: ICES Journal of Marine Science. pp. 99–110. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsu198>.
- Hyndman and Koehler, 2006. Another look at measures of forecast accuracy. *International Journal of Forecasting* 22(4), 679-688.
- ICCAT. 2021. Report for Biennial Period, 2020-21, Part I, Vol. 2
- Kell, L. T., Kimoto, A. and Kitakado., T. 2016. Evaluation of the prediction skill of stock assessment using hindcasting. *Fisheries Research*, 183:119–127.
- Methot, R. D. and Taylor, I.G. 2011. Adjusting for bias due to variability of estimated recruitments in fishery assessment models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 68: 1744–1760.
- Ortiz, M., Kimoto, A. 2022. Review and preliminary analyses of size samples of East and West Atlantic skipjack tuna stocks (*Katsuwonus pelamis*). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 79 (1): 176-209
- Plummer, M., 2003. JAGS: A Program for Analysis of Bayesian Graphical Models using Gibbs Sampling, 3rd International Workshop on Distributed Statistical Computing (DSC 2003); Vienna, Austria.
- Plummer, M., Nicky Best, Cowles, K., Vines, K., 2006. CODA: Convergence Diagnosis and Output Analysis for MCMC. *R News* 6, 7–11.
- Su and Yajima, 2012. R2jags-a package for running jags from R. <https://cran.r-project.org/web/packages/R2jags/index.html>.
- Walter J., and Winker H. 2019. Projections to create Kobe 2 strategy matrix using the multivariate log-normal approximation for Atlantic yellowfin tuna. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 76 (6): 725-739.
- Winker, H., Mourato, B., Chang, Y. 2019. Unifying parametrizations between age-structured and surplus production models: an application to Atlantic white marlin (*Kajika albida*) with simulation testing. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 76 (4): 219-234.

# RAPPORT DE LA RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO DE 2022

(en ligne, 23 - 27 mai 2022)

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

La réunion a eu lieu en ligne du 23 au 27 mai 2022. Le Dr David J. Die (États-Unis), coordinateur du Groupe d'espèces sur les thonidés tropicaux (« le Groupe ») et MSc. Rodrigo Sant'Ana, rapporteur pour le listao de l'Ouest, a ouvert la réunion et souhaité la bienvenue aux participants. M. Camille Jean Pierre Manel (Secrétaire exécutif de l'ICCAT) a souhaité la bienvenue aux participants et a remercié les participants pour les efforts déployés afin d'assister à la réunion à distance.

Le Président de la réunion a passé en revue l'ordre du jour, qui a ensuite été adopté (**appendice 1**). La liste des participants se trouve à l'**appendice 2**. La liste des documents et des présentations de la réunion est jointe à l'**appendice 3**. Les résumés de tous les documents et présentations SCRS fournis à la réunion sont joints à l'**appendice 4**. Les personnes suivantes ont assumé les fonctions de rapporteur :

<i>Points</i>	<i>Rapporteurs</i>
Points 1, 9	M. Ortiz
Point 2	C. Palma, S. Wright, M. Narvaez, M. Ortiz
Point 3	M. Lauretta, D. Gaertner, E. Kikuchi, R. Sant'Ana
Point 4	G. Cardoso, H. Murua, J. Santiago, N. Fisch, S. Cass-Calay, G. Merino, A. Urtizbera
Point 5	A. Kimoto, M. Lauretta
Point 6	A. Maufroy, K. Bradley
Point 7	G. Diaz
Point 8	D. Die

## 2. Résumé des données disponibles pour l'évaluation et mises à jour depuis la réunion de préparation des données.

### 2.1 Statistiques sur les pêcheries, les tailles et estimations de la CAS

Le Secrétariat a informé le Groupe qu'aucune mise à jour n'a été réalisée en ce qui concerne les statistiques du listao (SKJ, *Katsuwonus pelamis*) (jeux de données de la tâche 1 et de la tâche 2) après la réunion de préparation des données de 2022. Par conséquent, tous les fichiers d'entrée préparés et adoptés pendant la période intersessions après la réunion de préparation des données restent inchangés, comme le reflète le document SCRS/2022/093. Les captures totales de listao de chaque stock (SKJ-E : stock de l'Atlantique Est ; SKJ-W : stock de l'Atlantique Ouest), par flottille et par année sont présentées dans les **tableaux 1** et **2**, respectivement.

En ce qui concerne les estimations préliminaires des séries de capture de *faux poissons* de la tâche 1 de plusieurs pavillons de senneurs (2015-2020) soumises au Groupe au cours de la réunion de préparation des données (détails dans Anon., 2022), le Secrétariat a pris contact avec toutes les CPC concernées afin d'adopter officiellement ces estimations. Seuls Cabo Verde, UE-Espagne et UE-France ont reconnu ces captures complémentaires. Les autres CPC de l'ICCAT ayant des flottilles de senneurs tropicaux (Belize, Côte d'Ivoire, Curaçao, El Salvador, Guatemala, République de Guinée, Panama et Sénégal) n'ont pas adopté la série complémentaire de capture de *faux poissons* et ont indiqué que les captures totales étaient déjà incluses dans les données soumises officiellement de la tâche 1. Le Groupe a convenu que les estimations de *faux poissons* fournies lors de la réunion de préparation des données sur le listao représentaient les meilleures estimations scientifiques des captures supplémentaires, et a convenu de maintenir les captures totales de *faux poissons* de ces huit flottilles sous le code de pavillon « NEI-Mixed flags » tel que présenté dans le **tableau 3**. Cette fusion n'a modifié aucune des séries de captures des senneurs précédemment convenues pour la structure des flottilles des deux stocks.

Les informations de taille de la tâche 2 (T2SZ) du listao, telles que décrites dans Ortiz et Kimoto (2022), n'ont pas non plus été modifiées. Les données de T2SZ préparées pour les fichiers d'entrée de Stock Synthesis (SS3) incorporent déjà une version préliminaire des pêcheries brésiliennes de canneurs (présentée dans Cardoso *et al.*, 2022).

Le Secrétariat a actualisé la prise par taille (CAS) du listao au cours de la réunion afin d'estimer la série de poids moyens par pêcherie principale pour les deux stocks, en utilisant les informations les plus récentes de T1NC, T2SZ et T2CS (prise par taille de la tâche 2 estimée/déclarée par les CPC de l'ICCAT). La période 1969-2013 a été révisée pour tenir compte des changements dans T1NC, et de certaines révisions des jeux de données de T2SZ et T2CS effectuées par les CPC de l'ICCAT après l'évaluation du stock de listao de 2014 (Anon., 2015). La CAS pour la période 2014 à 2020 a été estimée pour la première fois en utilisant la même méthodologie (règles de substitution, postulats, méthode d'extrapolation, etc.) que celle utilisée dans l'évaluation du stock de 2014. Les matrices de CAS pour le listao de l'Est et le listao de l'Ouest sont présentées dans les **tableaux 4** et **5**, respectivement. Les poids moyens par pêcherie principale et par année sont présentés dans la **figure 1** (SKJ-E) et la **figure 2** (SKJ-W).

Le poids moyen global du listao de l'Est a régulièrement diminué, passant d'environ 2,6 kg en 1969 à 1,9 kg en 2010, avec une augmentation par la suite (2,5 kg en 2015) et une nouvelle diminution entre 2013 (2,5 kg) et 2020 (1,9 kg). Cette oscillation a également été observée dans les pêcheries de senneurs (engin principal) et, dans une moindre mesure, dans les pêcheries de canneurs. Les poids moyens estimés du listao de l'Ouest ont oscillé dans toutes les séries temporelles (1969-2020) entre 2,5 kg et 4,0 kg, avec une légère diminution au cours de la dernière décennie (3,4 kg en 2010 à 3,0 kg en 2019/2020). Le poids moyen élevé de 2020 pour la série « oth » (une combinaison des autres engins) peut être dû à une incohérence dans les jeux de données de taille associés utilisés pour l'estimation de la CAS. Ces jeux de données sur les tailles devront être entièrement révisés à l'avenir. En moyenne (toutes les années, 1969-2020), le poids moyen estimé du listao de l'Est est d'environ 2,1 kg et celui du listao de l'Ouest d'environ 3,4 kg, ce qui indique que les poissons capturés dans le stock de l'Est sont plus petits que ceux capturés dans le stock de l'Ouest.

Au cours de la réunion il a été noté que la distribution spatiale des captures et de l'effort de pêche des flottilles tropicales des senneurs s'est étendue dans les zones tropicales, en particulier vers l'Ouest, le Nord et le Sud de la principale zone de pêche traditionnelle dans le golfe de Guinée (**figure 3**). Le Secrétariat a fourni un résumé des prises par carré de 5°x5° (CATDIS) et de 1°x1° (T2CE) pour les dernières années, sur la base de CATDIS, qui alloue la prise géographiquement en utilisant les données déclarées de prise et effort (T2CE) des CPC. Les diagrammes représentent la prise médiane de listao de l'Est (en échelle log10) par carré de 5°x5° pour des périodes de 5 ans depuis 2000 (**figure 4**). Un diagramme similaire est présenté par année à partir de 2015 et par résolution de 1°x1° pour les flottilles de senneurs ciblant les thonidés tropicaux (**figure 5**). On constate que les captures moyennes réalisées à l'Ouest de la zone tropicale, mais aussi au Sud de celle-ci, ont augmenté, les captures moyennes de listao dans les années 2020 étant comparables à celles observées dans le golfe de Guinée. D'autres informations supplémentaires ont corroboré l'expansion spatiale des flottilles de senneurs ciblant les thonidés tropicaux, notamment : i) le nombre de cellules 1°x1° qui comportent des captures déclarées d'espèces tropicales (SKJ, YFT, BET) (**figure 6**), ii) la couverture spatiale estimée à partir des CPUE standardisées des senneurs de l'UE ciblant le listao de l'Est capturé sous des DCPd ne leur appartenant pas en utilisant la méthodologie VAST (**figure 7**) (SCRS/2022/028), et iii) les tendances de l'effort de pêche des flottilles de senneurs pêchant sous des DCP/FOB ou sur des bancs libres (FSC) (**figure 8**).

Le Groupe a été informé que les données de prise et d'effort (CE) de la tâche 2 des senneurs représentent en moyenne plus de 60% du total de la prise nominale (NC) de la tâche 1 de listao de l'Est déclarée depuis 2000 (**figure 9**). Le Groupe a donc conclu que ces indicateurs étaient robustes et que l'expansion des captures et de l'effort de pêche des senneurs coïncidait avec la tendance à la hausse des captures de listao, qui sont passées d'environ 160.000 t en 2010 à un pic de 283.000 t en 2018. Cependant, au cours des deux dernières années (2019 et 2020), les captures déclarées de listao ont diminué à environ 217.000 t. Il a été suggéré que les récentes réductions de captures étaient principalement liées aux restrictions de gestion imposées aux pêcheries de thon obèse et d'albacore.

## 2.2 Paramètres biologiques et structure de la flottille

Le SCRS/2022/044 présentait un résumé du développement et de la composition actuelle de la flottille de canneurs des îles Canaries entre 2000 et 2021, y compris le nombre de navires et la composition par espèce des débarquements.

Le SCRS/2022/045 fournissait les paramètres biologiques du listao capturé par la flottille de canneurs des îles Canaries, y compris les relations longueur-poids et les ratios des sexes par taille.

Conformément aux recommandations et au plan de travail intersessions convenu par le Groupe lors de la réunion de préparation des données sur le listao de 2022 (Anon., 2022), le document SCRS/2022/093 a été présenté en tant que résumé des données biologiques et halieutiques pour les modèles d'évaluation des stocks de l'Atlantique Est et Ouest. Le rapport fournissait des mises à jour de la structure de la flottille, des paramètres de croissance et de la mortalité naturelle (**tableaux 7 et 8**). Les structures des flottilles ont été mises à jour afin de s'aligner sur les dernières évaluations des stocks de thon obèse et d'albacore, dans le but de permettre une intégration future dans le processus MSE pour les thonidés tropicaux. Les flottilles présentant des schémas d'opérations de pêche similaires et des données disponibles ont été combinées, ce qui a donné lieu à 10 flottilles distinctes pour le listao de l'Est et à 5 flottilles pour le listao de l'Ouest. En termes de croissance et de mortalité naturelle, les paramètres de croissance pour la grille d'incertitude ont été définis comme les percentiles 25, 50 et 75 des distributions simulées de la taille par âge, la mortalité naturelle étant générée selon l'approche décrite par Gaertner (2015). En ce qui concerne les estimations de *faux poissons* pour les autres flottilles de senneurs, le Groupe a convenu d'inclure les estimations agrégées associées au pavillon d'une CPC donnée si la CPC est d'accord avec les estimations et la méthodologie, ou « NEI other fleets » si la CPC n'est pas d'accord avec les estimations ou la méthodologie. Il n'y a pas eu de changement dans les postulats concernant la relation taille-poids, l'âge maximum et la maturité par rapport à l'évaluation du stock de listao de 2014. Un résumé complet des paramètres du cycle vital utilisés dans l'évaluation de 2022 est fourni au **tableau 9**.

## 2.3 Indices d'abondance relative

Les indices d'abondance relatifs des stocks de l'Est et de l'Ouest à utiliser dans l'évaluation du stock ont été présentés dans Anon. (2022) et aucune mise à jour n'a été présentée lors de la présente réunion (**tableaux 10 et 11**). Un nouvel indice d'abondance pour la flottille de canneurs vénézuéliens a été présenté (SCRS/2022/089). Toutefois, le Groupe a convenu de ne pas l'inclure dans les modèles d'évaluation des stocks de 2022.

Le document SCRS/2022/089 décrivait un indice standardisé d'abondance relative pour la pêcherie de canneurs vénézuéliens pendant la période 1987-2022. L'indice a été estimé en utilisant des modèles linéaires généralisés appliquant une approche delta lognormale. Les données des journaux de bord ont été utilisées pour ce modèle et la composition des tailles a été analysée à partir de l'échantillonnage au port. Les CPUE nominales et standardisées présentent des tendances générales similaires (**figure 10, tableau 11**). Les taux de capture standardisés ont commencé à diminuer en 1988, jusqu'en 1990. À partir de ce moment, la tendance montre une tendance relativement stable qui a augmenté leur variabilité depuis 2005, et à la baisse pour l'année la plus récente de la série temporelle (2020). La médiane de la composition des tailles des listaos échantillonnés a augmenté (>58 cm) lors des deux dernières années (2019, 2020), avec l'écart type le plus faible pour ces mêmes années.

Le Groupe a discuté de certains aspects techniques de la standardisation, y compris des recommandations telles que le regroupement des observations pour éviter les probabilités ajustées de 0 et 1 dans le modèle binomial, l'utilisation d'outils pour détecter et comprendre les facteurs qui orientent la standardisation, et l'exclusion des observations dans lesquelles les canneurs collaboraient avec les senneurs en fournissant des appâts aux bancs de poissons pour les maintenir à la surface. Les auteurs ont mentionné que ce dernier avis a déjà été pris en compte dans le développement de l'indice. Le Groupe a également noté qu'il fallait s'attendre à ce que la CPUE standardisée diverge de la CPUE nominale lorsqu'on tient compte des facteurs qui changent avec le temps, ce qui s'est produit avec cet indice standardisé.

### 3. Méthodes d'évaluation des stocks et autres données importantes pour l'évaluation

#### 3.1 Stock de l'Est

##### 3.1.1 Modèles statistiquement intégrés (Stock Synthesis 3)

Le document SCRS/2022/095 fournissait un résumé détaillé de la configuration préliminaire, des diagnostics du cas de base et des résultats du modèle Stock Synthesis (SS, version 3.30.18) du listao de l'Est. Le modèle est un modèle à un seul stock, à sexe combiné, à une seule zone et trimestriel pour l'Atlantique Est. L'analyste principal a présenté un aperçu des entrées et des postulats du modèle et a fourni un ensemble complet de diagnostics du modèle. Il a formulé plusieurs recommandations de révision, dont beaucoup ont été intégrées et évaluées au cours de la réunion. Les modifications apportées aux données d'entrée comprennent l'ajout de l'indice des canneurs des Canaries et des scénarios distincts qui ajustent séparément les deux indices de la période récente (les CPUE des bouées acoustiques et des senneurs VAST). Le Groupe a convenu de poursuivre le développement du modèle SS pendant la période intersessions, en accordant une attention particulière à la façon dont les tendances des écarts du recrutement sont influencées par des postulats/pondérations alternatives des données et, à leur tour, à la façon dont ces changements influencent les estimations de la biomasse du stock, du recrutement et de l'état du stock. Un résumé des entrées de données et de la paramétrisation de Stock Synthesis est fourni ci-dessous.

##### *Structure de la flottille et CPUE*

- Structure de la flottille : 10 flottilles (**tableau 7**) :
  1. Senne historique 1963-1985
  2. Senneurs 1986-90
  3. Senne sur bancs libres 1991-2020
  4. Senne associée FOB/DCP 1991-2020
  5. Senneurs/canneurs du Ghana
  6. Senneurs/canneurs du Sud de Dakar
  7. Senneurs/canneurs de Dakar 1962-1980
  8. Senneurs/canneurs de Dakar 1981-2020
  9. Canneurs Nord (>25 Lat)
  10. Palangre Atlantique Est
- Indices d'abondance : 3 indices (**tableau 9**) :
  1. Canneurs des Canaries (1980-2013)
  2. Bouée acoustique (2010-2020 saisonnier)
  3. Senneurs de l'UE sous FOB/DCP ne leur appartenant pas (2010-2019 saisonnier).

L'indice des canneurs a été associé à la flottille 9, l'indice des senneurs VAST a été associé à la flottille 4, et l'indice de bouée acoustique a été inclus en tant que prospection avec une sélectivité reflétée à la flottille 4. Le coefficient de variation (CV) de l'indice des bouées d'échosondeur a été estimé en échelle logarithmique en utilisant l'équation du manuel SS, pour les CPUE standardisées, les valeurs disponibles ont été utilisées, et pour les canneurs des Canaries, un CV de 0,3 a été postulé dans toute la série temporelle en raison des valeurs d'erreur standard (SE) très élevées.

##### *Compositions des tailles et sélectivité de la flottille*

Les données de longueur pour chaque flottille, année et saison ont été fournies par le Secrétariat lorsque toutes les mises à jour des données des CPC ont été achevées après la réunion de préparation des données de 2022 (Anon., 2022). Les compositions des tailles ont été saisies en tant que nombre de poissons observés par intervalle de taille de 2 cm de la limite inférieure. Les tailles effectives des échantillons étaient égales au logarithme naturel LN (nombre total de poissons mesurés), afin de réduire l'effet de la pseudo-réplication dans l'échantillonnage et de diminuer la pondération dans la vraisemblance globale du modèle. La composition des tailles des flottilles de palangriers après 2003 a montré des captures de poissons de la plus grande taille et il a été postulé que celle-ci avait une sélectivité asymptotique. Un modèle de sélectivité double-normal a été postulé pour toutes les autres flottilles. Une fois la solution résolue jusqu'à une solution minimale stable, une distribution a priori normale avec un CV de 0,1 a été ajoutée à certains paramètres de sélectivité qui présentaient des erreurs standard importantes avant d'exécuter les sensibilités.



### *Croissance, mortalité naturelle, maturité et fécondité*

Les trois scénarios de croissance alternatifs décrits dans le document SCRS/2022/093 ont été inclus comme l'un des axes de la grille d'incertitude (**tableau 12**). Une croissance linéaire de la naissance (longueur à l'âge 0 = 6 cm) à l'âge 1 a été postulée, après quoi on a supposé une croissance de von Bertalanffy. À chaque scénario de modèle de croissance correspondaient une longueur moyenne à l'âge 1, une croissance moyenne asymptotique (Linf), un paramètre  $k$  de croissance et un CV de longueur à l'âge de 0,2 pour tous les âges (**tableau 13**). Le taux de mortalité naturelle de base à l'âge 6 pour chaque scénario de croissance a été estimé selon l'approche de Gaertner (2015). Le taux de mortalité naturelle des autres âges a été modélisé avec SS avec une fonction de Lorenzen. La fécondité a été modélisée comme une fonction directe du poids corporel de la femelle et la maturité a été modélisée par une fonction logistique avec une pente de -0,22 et 50% d'être mature à une taille de 42 cm. Il a été postulé que le recrutement se produit tous les trimestres tout au long de l'année. La distribution relative du frai par trimestre a été estimée directement dans le modèle sur la base des données de la structure par taille.

### *Recrutement du stock*

Le recrutement du stock a suivi une fonction de Beverton-Holt, le recrutement vierge ( $R_0$ ) étant estimé librement dans une gamme de pentes fixes ( $h = 0,7, 0,8$  et  $0,9$ ). Pour le cas de base, la pente a été fixée à 0,8 et  $\sigma_r$  a été fixé à 0,5. Les écarts annuels de recrutement ont été estimés pour la période de 1990 à 2020 dans le cas de référence du modèle. La correction du biais log-normal ( $-0,5\sigma^2$ ) pour la moyenne de la relation stock-recrutement a été appliquée à la période 1961 à 1997 avec une rampe de correction du biais, recommandée par Methot et Taylor (2011). Un scénario alternatif a été présenté avec des écarts de recrutement estimés pour la période 1968 à 2019. Un autre scénario alternatif a été présenté et incluait la prospection sur les canneurs des Canaries avec des écarts de recrutement à partir de 1980.

### *Pondération des données, paramétrage du modèle et diagnostic du modèle*

Le cas de référence initial du modèle a utilisé une pondération par défaut/égale des séries de données. Des analyses de sensibilité ont été réalisées en utilisant les méthodes de pondération de Dirichlet et de Francis. Le Groupe a recommandé d'explorer pendant la période intersessions les options de repondération des données, y compris une pondération alternative des données de CPUE et de composition des tailles, ainsi que la pondération relative des compositions des tailles entre les flottilles.

Pour chaque scénario du modèle, les paramètres estimés incluaient 38 paramètres de sélectivité,  $R_0$ , des allocations saisonnières trimestrielles du recrutement et des écarts annuels du recrutement. Les écarts types des paramètres du modèle ont été dérivés de la matrice variance-covariance. Les diagnostics standard du modèle comprenaient des légères variations des paramètres de départ, des ajustements aux entrées de données et aux valeurs résiduelles du modèle, des analyses rétrospectives, le profilage des paramètres clés estimés ( $R_0$  et écart standard du recrutement, c'est-à-dire  $\sigma_R$ ), des tests des scénarios des valeurs résiduelles des données d'entrée et des prévisions a posteriori des indices d'abondance. Les analyses ont été réalisées au moyen des diagnostics intégrés de SS3 et du paquet R *ss3diags* (Carvalho *et al.*, 2021).

Le Groupe a proposé une grille d'incertitude composée de 18 modèles dans les combinaisons de deux traitements d'indices (VAST PS et bouée acoustique modélisés séparément), les trois scénarios alternatifs de croissance/mortalité naturelle, et trois niveaux de pente (fixés à  $h = 0,7, 0,8$  et  $0,9$ ).

#### *3.1.2 Modèles de production excédentaire (JABBA et MPB)*

Un scénario préliminaire pour l'évaluation du listao de l'Atlantique Est utilisant un modèle dynamique de la biomasse (MPB) a été fourni dans le document SCRS/2022/102. Les diagnostics préliminaires ont montré des problèmes de convergence du modèle lors de l'utilisation des cinq indices disponibles pour l'évaluation.

Le Groupe a discuté des raisons pour lesquelles le MPB n'a pas fourni de résultats cohérents. Les différentes tendances des CPUE observées pour les différentes flottilles de pêche pourraient expliquer ce problème. Par exemple, il a été suggéré que l'augmentation au fil du temps de la CPUE des canneurs opérant au large du Sénégal était probablement due à une augmentation de l'efficacité de la pêche liée à la mise en œuvre de nouveaux modes de pêche (par exemple, pêche sur le banc associé au navire, l'utilisation de DCPd, etc.) En revanche, le développement de la pêche à la senne sous FOB/DCP dans la zone Mauritanie-Sénégal pourrait avoir eu un impact négatif sur les CPUE des canneurs autour des îles Canaries. En outre, le fait que la prise totale de listao de l'Atlantique Est ait continuellement augmenté au cours de la série temporelle peut également créer un conflit pour

l'ajustement du modèle. Le Groupe a recommandé des scénarios supplémentaires : commencer la série temporelle en 1990, évaluer l'impact des indices VAST et BAI séparément, et ajouter un scénario avec l'indice de ratio de capture. Il a également été suggéré de vérifier à nouveau comment le modèle se comporte avec l'inclusion de la CPUE des canneurs des Canaries (et l'exclusion des canneurs des Açores pour être comparable aux résultats de SS3).

Le document SCRS/2022/100 fournissait les résultats d'un modèle de production excédentaire état-espace de type bayésien (JABBA) appliqué au stock de listao de l'Est. Les modèles basés sur le cadre JABBA ont utilisé les données de capture totale des pêcheries de 1950 à 2020 fournies par le Secrétariat de l'ICCAT. Les séries temporelles de CPUE de 5 flottilles de pêche ont été utilisées et un total de 9 scénarios distincts, basés sur 3 valeurs d'entrée des paramètres de croissance (SCRS/2022/093) et 3 variations de la pente (0,7, 0,8 et 0,9), ont été présentés. Tous les modèles ont été mis en œuvre en utilisant une fonction de production de Pella et Tomlinson (**tableau 14**). Le caractère non informatif des distributions a priori de K a été maintenu, comme cela a été fait dans Anon. (2015). Pour K, une distribution lognormale a été mise en œuvre en utilisant l'option « range » de JABBA. Les valeurs inférieures et supérieures étaient comprises entre 290.000 t et 1.500.000 t, ce qui a donné une valeur moyenne approximative de 717.622 t et un CV de 43%. Pour r, des distributions a priori avec un paramètre de forme associé d'une fonction de production de Pella-Tomlinson à partir d'un modèle en conditions d'équilibre structuré par âge (ASEM) avec des simulations de Monte-Carlo (Winker *et al.*, 2019) ont été élaborées. Les paramètres du stock utilisés comme entrées pour les modèles ASEM comprenaient la configuration de la grille d'incertitude citée précédemment et présentée dans le **tableau 14**. Pour tous les scénarios, la même distribution a priori de l'épuisement initial ( $\phi = B_{1950}/K$ ) a été définie par une distribution bêta avec une moyenne = 0,93 et un CV de 5%. Tous les paramètres de capturabilité ont été formulés comme des distributions a priori uniformes non informatives. L'erreur de processus de  $\log(B_y)$  de l'année y pour tous les scénarios a été définie par une distribution gamma inverse avec un paramètre de forme égal à 0,01 et un paramètre du taux égal à 0,01.

JABBA est appliqué dans R (Équipe de base du développement de R, <https://www.r-project.org/>) avec l'interface JAGS (Plummer, 2003) pour estimer les distributions a posteriori bayésiennes de toutes les quantités présentant un intérêt au moyen d'une simulation de chaînes Monte-Carlo Markov (MCMC). Le modèle JAGS est exécuté dans R en utilisant la fonction wrapper jags de la bibliothèque r2jags (Su et Yajima, 2012), qui dépend du paquet rjags de R. Trois chaînes MCMC ont été utilisées dans cette étude. Chaque modèle a été exécuté pour 30.000 itérations qui ont été échantillonnées avec une période de rodage de 5.000 pour chaque chaîne et un filtrage de cinq itérations. Les diagnostics de base de la convergence du modèle incluaient la visualisation des chaînes MCMC en utilisant des diagrammes MCMC ainsi que des diagnostics de Heidelberger et Welch (1992), de Geweke (1992) et de Gelman et Rubin (1992) tels qu'appliqués dans le progiciel CODA (Plummer *et al.*, 2006).

Des diagnostics du modèle ont été soumis en vue d'évaluer les ajustements du modèle, les tests des scénarios des valeurs résiduelles, les schémas rétrospectifs et la capacité de prédiction rétrospective. Afin de vérifier le biais systématique dans les estimations de l'état du stock, une analyse rétrospective a également été conduite en retirant systématiquement une année de données à la fois, séquentiellement pendant huit ans ( $n = 8$ ), puis en réajustant le modèle après chaque retrait de données et en comparant les estimations résultantes de la biomasse, de la mortalité par pêche,  $B/B_{PME}$ ,  $F/F_{PME}$ ,  $B/B_0$  et PME par rapport au modèle de référence qui est ajusté à toutes les séries temporelles de données. En vue de comparer le biais rétrospectif des modèles, la statistique rho ( $\rho$ ) de Mohn a été calculée en utilisant la formulation définie par Hurtado-Ferro *et al.* (2014). Une technique de validation croisée de la simulation rétrospective sans modèle (HCXval) de Kell *et al.* (2016) a été appliquée, qui permet de comparer les observations avec leurs futures valeurs de CPUE prédites en calculant l'erreur moyenne absolue mise à l'échelle (MASE) proposée par Hyndman et Koehler (2006), qui met à l'échelle l'erreur moyenne absolue des valeurs résiduelles de prédiction à une prévision naïve de base, dans le cadre de laquelle une « prévision » est dite avoir une « capacité » si elle améliore la prévision du modèle par rapport à la prévision naïve de base.

Enfin, une analyse de sensibilité basée sur l'addition interactive par étapes de l'inclusion des séries de CPUE une par une en prenant comme indice de base l'indice VAST des senneurs de l'UE a été mise en œuvre (**tableau 15**).

Il a été démontré que pour tous les scénarios, le comportement des ajustements du modèle semblait être principalement influencé par le schéma observé dans les séries antérieures de CPUE des canneurs opérant au large du Sénégal et par les CPUE des senneurs de l'UE opérant sous DCPd ne leur appartenant pas (ajustées en utilisant la méthode VAST). Le Groupe a recommandé des scénarios supplémentaires, tels que le démarrage de la série temporelle en 1990 et la réalisation d'une analyse de sensibilité sans l'indice des canneurs des Canaries.

## 3.2 Stock de l'Ouest

### 3.2.1 Modèles statistiquement intégrés (Stock Synthesis 3)

Le SCRS/2022/098 a présenté une version provisoire du modèle d'évaluation des stocks utilisant Stock Synthesis (SS) pour le stock de listao occidental, y compris la configuration initiale du modèle, les définitions des flottilles, la sélectivité et la paramétrisation. Un modèle à une zone, à sexe combiné et annuel a été construit pour le listao de l'Atlantique Ouest couvrant une période allant de 1952 à 2020. On supposait que la biomasse initiale du stock en 1952 était dans un état de stock vierge, non pêché. La structure de la flottille comprenait cinq flottilles et cinq indices d'abondance ont été modélisés (**tableau 8**).

Les indices étaient disponibles pour quatre des cinq flottilles (PS\_West, BB\_West, LL\_USMX, LL\_OTH, et HL\_RR). Deux indices étaient disponibles pour la flottille de canneurs, l'un de 1981 à 1999 (BRA\_BB\_hist), et l'autre des années 2000 et 2020 (BB\_West). L'indice BRA\_BB\_hist a été défini comme une prospection, et sa sélectivité a reflété la sélectivité de BB\_West. La sélectivité a été paramétrée comme étant basée sur la longueur pour toutes les flottilles, les paramètres de sélectivité étant librement estimés par le modèle. On a supposé qu'elle avait une forme de dôme pour les flottilles PS\_West, BB\_West et HL\_RR et une forme asymptotique pour les flottilles LL\_USMX et LL\_OTH, comme proposé par l'équipe d'évaluation du stock. Un bloc temporel pour la sélectivité du PS\_West a été imposé (2015-2020).

Les compositions des tailles ont été saisies comme le nombre de poissons par intervalle de taille de 2 cm. Les tailles effectives des échantillons étaient égales au ln (nombre d'observations), afin de réduire l'effet de la pseudo-réplication dans l'échantillonnage et de diminuer la pondération des données de taille dans la vraisemblance globale du modèle. Le poids en kilogrammes a été estimé par la conversion de la composition des tailles (cm) en supposant la relation :  $Wt = (7.48e-06 * length^{3.253})$ . La fécondité a été modélisée comme une fonction directe du poids corporel de la femelle. La croissance a été modélisée comme pour le stock du listao de l'Est avec une formulation de von Bertalanffy en supposant les mêmes paramètres que ceux indiqués dans le **tableau 13**, en notant que la taille à l'âge 0 a été supposée être de 2 cm (**tableau 9**). A chaque scénario du modèle de croissance correspondaient une longueur moyenne à l'âge 1, une croissance moyenne asymptotique ( $L_{inf}$ ), un paramètre  $k$  de croissance et un CV de longueur à l'âge de 0,2 pour tous les âges.

Les hypothèses M spécifiques de l'âge ont été modifiées par rapport à ce qui a été suggéré dans Anon, (2022). Au cours de cette réunion, il a été proposé d'utiliser l'échelle de Gaertner (2015) (SCRS/2022/093) ; cependant, les premiers scénarios ont donné lieu à des valeurs élevées irréalistes de M pour les âges les plus jeunes et à des nombres faibles pour les plus âgés (SCRS/2022/098). Ainsi, une paramétrisation alternative au sein de SS a été appliquée en utilisant la fonction de Lorenzen avec la même mortalité naturelle asymptotique à l'âge supposée recommandée dans Anon. (2022) pour chaque scénario de courbe de croissance (SCRS/2022/093). Les ajustements de la variance des composantes des données de taille ont suivi la méthode de Francis (2011).

La relation stock-recrutement suivait une fonction de Beverton-Holt avec un recrutement vierge ( $R_0$ ) estimé librement à travers une gamme de steepness fixe et un écart de recrutement annuel ( $\sigma_R = 0,4$ ). Les valeurs initiales de la steepness définies par le Groupe ( $h=0,7, 0,8$  et  $0,9$ ) ont été utilisées. Des essais ont été effectués pour les neuf scénarios de la grille d'incertitude, en conséquence : trois valeurs de steepness et trois cas de croissance/mortalité naturelle à l'âge (**tableau 13**). Cependant, sur la base des diagnostics et des ajustements du modèle, l'axe de steepness de 0,9 a été supprimé de la grille d'incertitude, et une valeur de steepness de 0,6 a été ajoutée à sa place. L'examen des diagnostics du modèle a été effectué en suivant Carvalho *et al.* (2021).

### 3.2.2 Modèles de production excédentaire (JABBA)

Les modèles basés sur le cadre JABBA ont utilisé les données sur les captures totales des pêcheries de 1952 à 2020 fournies par le secrétariat de l'ICCAT. Les indices d'abondance relative ont été mis à disposition lors de la réunion de préparation des données sur le listao de 2022 (Anon., 2022) sous la forme de séries temporelles de CPUE standardisées. Ces indices couvrent diverses périodes et représentent des engins de pêche et des flottilles distincts qui opèrent sur le stock de listao de l'Ouest. Les indices utilisés sont BRA BB Past, BRA BB Present, BRA HL, USA LL et VEN PS. Les coefficients de variation (CV) de tous les indices ont été mis à l'échelle d'une moyenne de 0,25.

Les spécifications du modèle étaient basées sur la grille d'incertitude définie dans Anon. (2022) qui a donné lieu à neuf scénarios distincts. Ces scénarios intègrent trois variations des paramètres de croissance tels que fournis dans le SCRS/2022/093 et trois valeurs de steepness (0,7, 0,8 et 0,9). Tous les modèles ont été mis en œuvre en utilisant une fonction de production de Pella et Tomlinson (**tableau 14**). Les priors de  $K$  ont été maintenus non informatifs, similaires à ceux utilisés dans Anon. (2015). Pour  $K$ , une distribution lognormale a été mise en œuvre en utilisant l'option "range" de JABBA. Les valeurs inférieures et supérieures se situaient entre 50.000 et 200.000 t, ce qui a donné une valeur moyenne approximative de 106.190 t et un CV de 36%. Les distributions a priori  $r$  ont été développées avec une approche de modèle en conditions d'équilibre structuré par âge (ASEM) qui utilise des simulations de Monte-Carlo et le paramètre de forme associé correspondant d'une fonction de production de Pella-Tomlinson (Winker *et al.*, 2019). Les paramètres du stock utilisés comme entrées pour les modèles ASEM comprenaient la configuration de la grille d'incertitude citée précédemment et présentée dans le **tableau 15**. Pour tous les scénarios, le même prior d'épuisement initial ( $\phi = B_{1952}/K$ ) a été défini par une distribution bêta avec une moyenne = 0,93 et un CV de 5%. Tous les paramètres de capturabilité ont été formulés comme des priors uniformes non informatifs. L'erreur de processus de  $\log(B_t)$  au cours de l'année  $y$  pour tous les scénarios a été définie par une distribution de type gamma inverse avec un paramètre de forme égal à 0,01 et un paramètre de taux égal à 0,01.

JABBA est mis en œuvre dans R (Équipe du développement de R, <https://www.r-project.org/>) avec une interface JAGS (Plummer, 2003) afin d'estimer les distributions a posteriori bayésiennes de toutes les quantités présentant un intérêt au moyen d'une simulation de chaînes Monte-Carlo Markov (MCMC). Le modèle JAGS est exécuté dans R à l'aide de la fonction wrapper *jags* de la bibliothèque R *r2jags* (Su et Yajima, 2012), qui dépend du paquet R *rjags*. Dans cette étude, trois chaînes MCMC ont été utilisées. Chaque modèle a été exécuté pour 30.000 itérations et échantillonné avec une période de stabilisation de 5.000 pour chaque chaîne et un taux de simplification « thinning » de cinq itérations. Les diagnostics de base de la convergence du modèle comprenaient la visualisation des chaînes MCMC à l'aide des diagrammes MCMC ainsi que des tests de diagnostic de Heidelberger et Welch (1992), Geweke (1992) et Gelman et Rubin (1992), tels qu'ils sont mis en œuvre dans le paquet coda R (Plummer *et al.*, 2006).

Des diagnostics du modèle ont été fournis pour évaluer les ajustements du modèle, y compris les tests des scénarios des valeurs résiduelles, les schémas rétrospectifs et la capacité de prédiction rétrospective. Afin de vérifier le biais systématique dans les estimations de l'état du stock, une analyse rétrospective a également été conduite en retirant systématiquement une année de données à la fois, séquentiellement pendant huit ans ( $n = 8$ ), puis en réajustant le modèle après chaque retrait de données et en comparant les estimations résultantes de la biomasse, de la mortalité par pêche,  $B/B_{PME}$ ,  $F/F_{PME}$ ,  $B/B_0$  et  $PME$  par rapport au modèle de référence qui est ajusté à toutes les séries temporelles de données. En vue de comparer le biais rétrospectif des modèles, la statistique rho ( $\rho$ ) de Mohn a été calculée en utilisant la formulation définie par Hurtado-Ferro *et al.* (2014). Une technique de validation croisée de simulation rétrospective sans modèle (HCXval) de Kell *et al.* (2016) a été appliquée, qui permet de comparer les observations avec leurs futures valeurs de CPUE prédites en calculant l'erreur moyenne absolue mise à l'échelle (MASE) proposée par Hyndman et Koehler (2006), qui met à l'échelle l'erreur moyenne absolue des valeurs résiduelles de prédiction à une prévision naïve de base, dans le cadre de laquelle une « prévision » est dite avoir une « capacité » si elle améliore la prévision du modèle par rapport à la prévision naïve de base.

Enfin, des analyses de sensibilité basées sur l'addition interactive par étapes de l'inclusion des séries de CPUE une par une en prenant comme indices de base les indices BRA BB Past et les indices BRA BB Present ont été mises en œuvre (**tableau 17**). Sur la base de ces analyses de sensibilité, une nouvelle sortie du modèle a été présentée au cours de la réunion en utilisant le scénario S05 ( $h=0,8$  et  $r \sim \text{lognormal} [0,44 ; 0,184]$ ) comme cas de référence qui comprenait une mesure pondérée entre les indices d'abondance en supposant leur représentativité respective sur les captures totales.

## 4. Résultats de l'état du stock

### 4.1 Stock de l'Est

#### 4.1.1 Modèle statistiquement intégré, Stock Synthesis

##### *Diagnostics d'ajustement et convergence du modèle Stock Synthesis*

Le cas de référence préliminaire développé pour le listao de l'Atlantique Est a montré une instabilité dans certaines des analyses de diagnostic. Le modèle a montré une convergence acceptable de  $2,7e-05$ , inférieure à un objectif de 0,0001. Mais l'analyse « jitter » a montré que le modèle converge vers des minima locaux lorsque les valeurs de départ sont modifiées.

Le cas de référence préliminaire incluait à la fois l'indice de la bouée associée à un échosondeur et la CPUE standardisée de la pêche de senneurs pêchant sous DCP dont ils ne sont pas propriétaires, comme convenu lors de la réunion de préparation des données de 2022 (Anon., 2022). Cependant, ces deux indices montrent une tendance différente : l'indice de la bouée associée à un échosondeur augmente alors que la CPUE des senneurs pêchant sous DCP ne le fait pas. Aucun des tests diagnostiques appliqués aux indices n'a montré un schéma aléatoire dans les valeurs résiduelles. Par conséquent, le Groupe a convenu de considérer les deux indices séparément et d'inclure ces indices comme un axe de la grille d'incertitude finale.

Dans le modèle de référence préliminaire, les écarts de recrutement ont été estimés à partir de 1990, lorsque la flottille de senneurs FOB/FAD a officiellement commencé ses opérations et que la plupart des données de composition de taille sont disponibles. Cependant, le modèle de référence préliminaire ne dispose que de données sur les indices à partir de 2010 et, par conséquent, le Groupe a décidé d'ajouter l'indice des canneurs (BB) des Canaries de 1980 à 2013. Toutefois, lors de la réunion de préparation des données de 2022, le Groupe a convenu d'utiliser les indices historiques des canneurs (y compris la CPUE BB des Canaries) uniquement pour un cas de continuité. Néanmoins, l'inclusion de l'indice BB des Canaries a montré une tendance plus plausible de l'effet des ponctions sur la SSB. L'indice BB des Canaries a réussi le test des valeurs résiduelles aléatoires et a également amélioré le schéma rétrospectif global du modèle. Cependant, le modèle n'a toujours pas été capable de prédire aucun des indices récents (indices de la bouée associée à un échosondeur et de Vast) dans les analyses diagnostiques rétrospectives ( $MASE > 1$ ), même en les considérant séparément. Le Groupe a accepté d'utiliser l'indice BB des Canaries dans le modèle.

Les résultats du modèle préliminaire ont montré un écart de recrutement positif à partir de 2010, lorsque les débarquements commencent à augmenter, jusqu'aux débarquements historiques les plus élevés observés en 2018. Cela s'est produit même lorsque seule la CPUE des senneurs FOB/FAD a été incluse, qui ne montre pas de tendance à la hausse. En outre, le schéma rétrospectif montre également une instabilité de l'estimation de  $R_0$ . Par conséquent, les valeurs estimées de  $R_0$  augmentent chaque année lorsque de nouvelles données sont disponibles. Ces tendances dans les écarts de recrutement et les estimations de  $R_0$  pourraient être expliquées, par exemple, par l'expansion spatiale de l'effort de pêche et/ou par des changements dans la productivité du stock qui ne sont pas pris en compte dans la configuration actuelle du modèle. Une analyse du modèle de production structuré par âge (ASPM) a été mise en œuvre dans SS3 et les résultats montrent que la tendance de la biomasse est principalement déterminée par les écarts du recrutement dans la structure actuelle du modèle.

La flottille palangrière est la seule flottille avec une sélectivité asymptotique logistique. La série temporelle de la composition par taille a montré une tendance à la hausse de la taille moyenne de la capture. Par conséquent, seules les données de la période relativement stable à partir de 2003 ont été prises en compte. Cependant, ces changements dans la distribution des tailles affectent les estimations de la sélectivité et pourraient être à l'origine d'une partie de l'instabilité du modèle. Le Groupe a donc convenu de fixer la sélectivité de la flottille palangrière.

Le Groupe a également étudié la possibilité d'estimer les écarts de recrutement uniquement après 2010 afin d'éviter les écarts de recrutement positifs à la fin de la série temporelle. Cette option a conduit à une estimation très instable des paramètres du modèle.

Bien qu'aucun des scénarios préliminaires ou supplémentaires tentés pendant la réunion n'ait été accepté comme cas de référence, les résultats diagnostiques de ces essais sont rapportés dans le SCRS/2022/095. Le Groupe a convenu que des travaux supplémentaires sont nécessaires pour obtenir un ou plusieurs modèles plus robustes et plus stables.

#### 4.1.2 Modèles de production excédentaire, JABBA et MPB

##### Résultats de JABBA, diagnostics du modèle et convergence

Les ajustements du modèle à chacun des cinq indices de CPUE standardisés sont présentés à la **figure 11** pour chacun des neuf scénarios de la grille d'incertitude. Pour tous les scénarios, le comportement des ajustements du modèle semble être déterminé par le schéma observé dans les indices DAK BB Past et EU PS VAST. La variabilité observée dans les autres indices, ainsi que le faible signal des indices de séries temporelles longues et relativement plates, ne sont pas bien ajustés par les modèles.

Les résultats des tests des sorties des valeurs résiduelles logarithmiques pour chaque CPUE et chaque scénario sont présentés à la **figure 12**. Les panneaux verts indiquent les indices de CPUE qui ont réussi le test de sortie sans preuve d'un schéma de valeur résiduelle non aléatoire ( $p > 0,05$ ) et les panneaux rouges indiquent un test raté. En outre, la zone ombrée intérieure montre les limites à 3 sigmas autour de la moyenne globale, comme proposé par Anhoj et Olesen (2014), et les cercles rouges identifient chaque année spécifique où les valeurs résiduelles sont plus grandes que le seuil limite. Dans tous les scénarios, les mêmes schémas ont été observés avec un comportement d'échec dans la procédure de diagnostic des tests de sortie pour presque tous les indices, à l'exception de l'indice AZO BB Past dans tous les scénarios et de l'indice EU PS VAST dans le scénario S03 (**figure 12**). En général, la qualité des ajustements était comparable pour tous les scénarios avec des statistiques RMSE allant de 83,1% à 85,6% (**figure 13**). Ce schéma montre certaines des tendances contradictoires entre les indices.

Les médianes des distributions a posteriori marginales pour  $K$  varient entre 1.080.736 t (S03) et 1.699.609 t (S07) (**tableau 18**). Les valeurs pour le ratio de la médiane de la distribution a posteriori et a priori (PPMR) et les ratios de variance (PPVR) estimées pour le paramètre  $K$  ont indiqué que ce paramètre était informé par les données d'entrée du modèle dans tous les scénarios. Cependant, aucune réduction n'a été observée dans la précision (par exemple, l'erreur standard) des distributions a posteriori par rapport aux priors définis pour ce paramètre. Pour  $r$ , les médianes des distributions a posteriori marginales varient entre 0,397 (S07) et 1,014 (S03). En général, les valeurs de PPMR et PPVR estimées pour  $r$  montrent que les priors d'entrée ont défini le comportement des distributions a posteriori comme prévu. Ce schéma était moins évident pour les scénarios S01, S02 et S03 (**figure 14**).

Les résultats d'une analyse rétrospective sur huit ans appliquée au scénario S05 ont montré un schéma rétrospectif négligeable (**figure 15**). Le rho de Mohn estimé pour toutes les quantités de stock se situait dans la fourchette acceptable de -0,15 et 0,20 (Hurtado-Ferro *et al.*, 2014 ; Carvalho *et al.*, 2017), ce qui a confirmé l'absence de schéma rétrospectif indésirable dans le modèle. Les résultats de la validation croisée rétrospective pour tous les indices actualisés montrent des prédictions dans les limites des intervalles de confiance de 95%, ce qui suggère de bonnes capacités de prédiction pour le scénario S05 (**figure 16**), à l'exception de l'indice de l'échosondeur de l'UE qui a présenté quelques prédictions en dehors des limites de l'intervalle de confiance de 95%. L'erreur moyenne absolue mise à l'échelle (MASE) estimée était supérieure au niveau de référence ( $MASE > 1$ ) pour les deux indices évalués, ce qui indique que les prévisions moyennes du modèle ne sont pas meilleures qu'une prédiction de base naïve comme un processus de marche aléatoire (Carvalho *et al.*, 2021).

Les résultats de l'analyse de sensibilité basée sur l'inclusion dans le modèle d'indices par étapes sont présentés à la **figure 17**. Ces résultats ont montré quelques comportements distincts par rapport aux trajectoires générales estimées avec l'ajout d'un indice supplémentaire. La tendance générale et le schéma observé au début de la série étaient similaires pour tous les modèles, le changement le plus significatif peut être observé à la fin de la série temporelle pour toutes les quantités (Biomasse, B/B0, B/B<sub>PME</sub> et F/F<sub>PME</sub>). Le modèle avec uniquement l'indice EU PS VAST a montré la tendance la plus pessimiste, tandis que l'inclusion progressive des autres indices dans le modèle avait tendance à rendre les résultats plus optimistes avec chaque interaction.

Cependant, même si le modèle a montré une convergence statistique dans tous les scénarios ajustés, le conflit dans les tendances observées parmi les séries d'abondance relative, ainsi que les écarts d'erreur de processus (**figure 15**), ont conduit le Groupe à recommander de poursuivre le développement du/des modèle(s) d'évaluation JABBA pour le stock de listao de l'Est conformément au plan de travail décrit dans la section 8.

## Résultats du MPB, convergence et diagnostics du modèle

Le Groupe a discuté d'un cas de référence potentiel utilisant les indices de capture totale et d'abondance des canneurs des Açores, des senneurs de l'UE (VAST) et de l'indice échosondeur, le modèle commençant en 1990 à partir d'un état initial de 85% de B0. Le cas de référence a montré des ajustements relativement faibles aux indices disponibles (**figure 18**) et une stabilité dans l'analyse rétrospective pour les éliminations de 1 à 3 ans, mais il était instable lorsque 4 ans ou plus étaient supprimés (**figure 19**). Des diagnostics supplémentaires ont été présentés au Groupe, notamment la fonction de production (**figure 20**) et le profil de vraisemblance pour le taux de croissance intrinsèque (**figure 21**). Des scénarios supplémentaires ont été évalués pour explorer, i) l'inclusion de l'indice du ratio YFT/SKJ (Abascal *et al.*, 2022), ii) la séparation des indices VAST et Echosounder dans différents scénarios, et iii) un point de départ différent pour la biomasse en 1990 (**figure 22**). Les nouveaux scénarios suggèrent que l'indice VAST est nécessaire pour assurer la convergence et estimer des valeurs réalistes de PME (**tableau 24**).

Dans l'ensemble, le manque de stabilité du modèle a suscité des inquiétudes et le Groupe a noté que les signaux contradictoires d'une augmentation des captures et d'indices stables ou en hausse ces dernières années pourraient être difficiles à concilier dans le cadre du modèle MPB. Par conséquent, le Groupe a convenu de ne pas utiliser les résultats du MPB pour fournir l'état du stock et formuler un avis de gestion.

### 4.1.3 Synthèse des résultats de l'évaluation

Comme le Groupe n'a pas été en mesure de développer un modèle de référence pour le stock de listao de l'Est lors de la réunion, il a été convenu de continuer à travailler entre les sessions comme décrit dans la section 8.

## 4.2 Stock de l'Ouest

### 4.2.1 Modèle statistiquement intégré, Stock Synthesis

Après la présentation de la configuration provisoire du modèle (décrite dans la section 3.2.1), le Groupe a décidé de maintenir la croissance/M-à-l'âge de la grille d'incertitude. Mais, comme la courbe de production n'était pas bien déterminée à un niveau de steepness de 0,9, le Groupe a convenu de modifier les valeurs du niveau de steepness dans la grille d'incertitude à  $h = 0,6, 0,7$  et  $0,8$  pour le stock de listao de l'Ouest. Il a été noté que cela est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle la productivité globale du stock de listao de l'Ouest est inférieure à celle du stock de listao de l'Est, du moins sur la base des captures historiques (Evans *et al.*, 1981). Des alternatives de différentes années pour estimer les écarts de recrutement ont été testées et le Groupe a convenu de restreindre les estimations des écarts de recrutement à partir de 1993 (initialement estimées à partir de 1980) lorsque les compositions des tailles pour toutes les principales flottilles de pêche seront disponibles. La restriction de l'estimation des écarts de recrutement entre 1993 et 2018 a entraîné un déclin moins marqué de la biomasse reproductrice au début de 1980, ce qui répond à une préoccupation soulevée par le Groupe dans la configuration initiale du modèle. Le Groupe a convenu d'un cas de référence du modèle utilisant le niveau de croissance/M-à-l'âge du quantile de 0,5, une steepness de 0,7 et les écarts de recrutement estimés de 1993 à 2018.

Le cas de référence du modèle de Stock Synthesis montre une stabilité de vraisemblance logarithmique avec différentes valeurs de départ (**figure 23**). Le gradient final du modèle était de  $4.7e-05$ , inférieure à l'objectif de 0,0001, et considéré comme acceptable pour la convergence du modèle, d'autant plus que la solution était stable pour différentes valeurs de paramètres de départ. Les 50 sorties du modèle soumis à de légères variations ont toutes convergé, 47 des sorties du modèle aboutissant à la même valeur d'estimation de la vraisemblance négative totale que le scénario de base (365 unités de vraisemblance), et trois sorties du modèle ayant des valeurs de vraisemblance négative totale plus importantes. Le modèle soumis à de légères variations était robuste aux valeurs initiales des paramètres et ne donnait aucune indication que le modèle convergeait vers des minima locaux de la fonction objectif au lieu du minimum global.

Le modèle a montré un ajustement généralement bon aux indices et a montré des ajustements acceptables à la composition des tailles pour toutes les flottilles de pêche, sauf pour les années entre 2010 et 2016 pour la flottille de pêche BB\_West (**figure 24**). Les schémas des valeurs résiduelles des indices et les ajustements des tailles étaient globalement bons. Les écarts estimés par rapport à la courbe stock-recrutement (c.-à-d. les écarts de recrutement) ont indiqué une grande variabilité du recrutement d'une année à l'autre (**figure 25**), avec des écarts positifs de 1994 à 1999, une augmentation et une diminution dynamiques de 2000 à 2013, suivies d'une diminution importante en 2014 et 2015, puis des écarts négatifs mais plus proches de la moyenne en 2016 et 2017.

D'une manière générale, les diagrammes conjoints des valeurs résiduelles pour le cas de référence ont montré un schéma aléatoire pour les valeurs résiduelles des ajustements aux indices pour toutes les flottilles, avec quelques valeurs aberrantes pour les flottilles HL\_RR et LL\_USMX ( $>1$  ou  $<-1$ ), mais sans impact significatif sur le schéma général (**figure 16**). Une tendance négative dans les valeurs résiduelles a été observée au début de la série temporelle de l'indice BRA\_BB\_hist. Les valeurs résiduelles des ajustements de la composition des tailles ont également montré un schéma aléatoire pour toutes les flottilles, sans aucune valeur aberrante évidente (**figure 26**).

L'analyse rétrospective pour le modèle de référence a donné des résultats relativement bons (**figure 27**), se situant tous dans les intervalles de confiance des différents scénarios et ne montrant aucune tendance discernable. L'échelle de la SSB a augmenté, mais la tendance générale est restée la même lorsque les données des 4 et 5 années ont été supprimées (**figure 27**). Les valeurs du  $\rho$  de Mohn estimées pour SSB (0,01) et F (0,06) se situaient dans la fourchette acceptable de -0,15 et 0,20 (Hurtado-Ferro *et al.*, 2014 ; Carvalho *et al.*, 2017), ce qui a confirmé l'absence de schéma rétrospectif indésirable dans le modèle.

L'analyse de la capacité de prédiction pour le cas de référence a montré que les récents indices de CPUE et les compositions des tailles comprenaient tous au moins une observation qui se situait dans la période d'évaluation rétrospective 2015-2019 (**figures 28 et 29**). Les scores MASE  $> 1$  pour l'indice des deux flottilles principales PS\_West et BB\_West indiquaient des capacités de prédiction plus faibles. En général, les compositions des tailles ont de meilleures capacités de prédiction que les indices.

Une liste des paramètres du modèle est fournie dans le **tableau 19**, y compris les valeurs estimées et leurs erreurs standard asymptotiques associées, les valeurs initiales des paramètres, les valeurs minimales et maximales, les priors s'ils sont utilisés, et si le paramètre a été fixé ou estimé. La steepness ( $h$ ) et le  $\sigma_R$  de la courbe de Beverton-Holt ayant été fixés, le principal paramètre de productivité estimé dans Stock Synthesis était le niveau moyen de recrutement d'âge 0 à la biomasse reproductrice en conditions d'équilibre non pêchée ( $R_0$ ).

La série temporelle estimée de la SSB pour le cas de référence indiquait que le stock a diminué de la fin des années 1970 au début des années 1980 et est resté à des niveaux relativement bas pendant la période courant du milieu des années 1980 au milieu des années 1990. Après une augmentation immédiate au milieu des années 1990, le stock est resté aux alentours de 100 à 130.000 tonnes jusqu'en 2015. Une forte diminution a été observée dans la SSB depuis 2015 pour atteindre le niveau historiquement le plus bas en 2019 et 2020 (**figure 30**).

Sur la base du cas de référence, le Groupe a examiné les résultats des neuf modèles de la grille d'incertitude. Globalement, dans l'ensemble des résultats de la grille d'incertitude, les quantiles des vecteurs croissance/M (G/M) les plus élevés (0,75) ont estimé les déclinés les plus drastiques de la biomasse reproductrice depuis les premières années de la série temporelles (couleurs plus chaudes dans la **figure 31**) et la biomasse reproductrice plus faible dans les périodes récentes. En revanche, les quantiles G/M les plus petits (0,25) ont permis d'estimer les plus faibles déclinés de la SSB et la plus grande biomasse reproductrice dans les périodes récentes. A l'intérieur de chaque quantile G/M, plus les valeurs de steepness sont grandes, plus les échelles de la biomasse reproductrice sont basses (**figure 31**). En ce qui concerne les recrues à l'âge 0 (**figure 32**), le quantile G/M le plus grand a estimé un nombre de recrues plus faible et une variation plus faible dans la série temporelle. Le plus grand quantile G/M a estimé un plus grand nombre de recrues d'âge 0 (presque le double) et une plus grande variation dans la série temporelle.

Lorsque l'on ne considère que le niveau du quantile 0,75e du vecteur de croissance/M de la grille d'incertitude, le stock a atteint un état de surpêche ( $SSB/SSB_{PME} < 1$ ) pour les trois valeurs de steepness (**figure 33**), en partie à cause des estimations des faibles recrutements récents. Pour les autres axes de la grille d'incertitude, le stock n'a jamais été surexploité. D'autre part, le stock n'a pas connu de surpêche continue dans toute la grille d'incertitude (**figure 14**). Les valeurs les plus élevées de  $F/F_{PME}$  ont été estimées pour le quantile 0,75e du vecteur de croissance/M.

#### 4.2.2 Modèles de production excédentaire, JABBA

Le SCRS/2022/099 a présenté un modèle de production excédentaire bayésien état-espace pour le stock occidental de listao, basé sur neuf scénarios distincts dérivés de la grille d'incertitude proposée lors de la réunion de préparation des données sur le listao. Les diagnostics ont indiqué que le modèle convergeait selon les diagnostics de convergence de Heidelberger et Welch (1992), Geweke (1992) et Gelman et Rubin (1992). Pour les tests de sortie indiqués aux indices, tous les scénarios ont échoué pour les indices BRA BB Present, BRA HL et VEN PS, et tous les scénarios ont réussi le test de sortie pour les ajustements aux indices BRA BB Past et USA LL. Les statistiques de qualité de l'ajustement étaient comparables entre tous les scénarios, les statistiques RMSE étant



comprises entre 42,1% et 42,7%. En outre, les écarts annuels de l'erreur de processus estimés pour tous les scénarios ont montré un schéma stochastique similaire sans tendance claire, tendant autour de zéro et des intervalles de confiance de 95% couvrant la valeur zéro, ce qui ne suggère aucune preuve de mauvaise spécification structurelle du modèle. Les analyses rétrospectives n'ont indiqué aucun schéma rétrospectif grave selon la fourchette proposée par Hurtado-Ferro *et al.*, (2014). Enfin, les scores MASE des modèles simulés rétrospectivement sur la base de S05 ont indiqué que les prévisions étaient moins bonnes que la prévision naïve ( $MASE > 1$ ) pour les indices BRA\_BB\_Present, VEN PS et BB HL.

Les résultats des modèles indiquent que les médianes des distributions a posteriori marginales pour  $K$  varient entre 121.544 t (S03) et 208.597 t (S07), et pour  $r$  entre 0,443 (S07) et 1,054 (S03). La fourchette des estimations de la médiane de la PME était étroite entre les neuf scénarios, atteignant la valeur la plus faible dans le scénario S07 (32.716 t) et la valeur la plus élevée dans le scénario S03 (40.152 t) (**tableau 20**). En outre, les médianes des distributions marginales a posteriori de la PME varient entre 50.945 t (S02) et 79.276 t (S07) et les estimations de la  $F_{PME}$  présentent une faible variation entre les neuf scénarios, avec des valeurs médianes variant de 0,414 (S07) à 0,799 (S03) (**tableau 20**).

En général, tous les scénarios ont montré une tendance similaire pour les trajectoires de  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$  au fil du temps (**figures 35 et 36**). La trajectoire de  $B/B_{PME}$  a montré une forte diminution après l'année 1980 et une tendance ultérieure stable de 1984 à 2020. Le Groupe a estimé qu'une explication de cette stabilité entre 1984 et 2020 pourrait être liée au schéma plat observé dans l'indice plus étendu utilisé dans le modèle (indice VEN PS). La trajectoire de  $F/F_{PME}$  a montré une forte tendance à la hausse la même année où une diminution a été observée dans la trajectoire de  $B/B_{PME}$ , et à partir de cette période, une légère diminution jusqu'à la fin de la série temporelle (**figures 35 et 36**). Le Groupe a discuté du fait que la brusque augmentation de  $F/F_{PME}$  après 1980 a coïncidé avec le début des opérations de la flottille brésilienne de canneurs sur ce stock.

L'analyse de sensibilité basée sur l'addition interactive par étapes de chaque série de CPUE a montré que la trajectoire du modèle à la fin de la série temporelle était sensible à l'inclusion de la CPUE VEN PS (**figure 38**). À la lumière de ces éléments, un modèle révisé a été développé pendant la réunion sur la base de S05 ( $h=0,8$  et  $r \sim \text{lognormal } [0,44 ; 0,184]$ ) qui pondère les indices d'abondance en fonction de la représentativité respective de chaque flottille de la capture totale. Le Groupe a décidé d'aller de l'avant avec la formulation du modèle révisé de JABBA.

Ce nouveau modèle pondéré a produit des estimations ponctuelles de la biomasse supérieures à la  $B_{PME}$  (estimation de la médiane 62.965 t, CI 95% : (45.341 t - 93.770 t)) pour la quasi-totalité de la série temporelle, et se termine en 2020 avec une estimation ponctuelle de la médiane de  $B/B_{PME} = 1,2$  (CI à 95% : [0,495 - 2,187] ; **figure 39**). Les valeurs plus faibles des intervalles de confiance de 95% de  $B/B_{PME}$  étaient inférieures à 1 pour la majorité des années entre 1980 et 2020. Les estimations ponctuelles de la médiane de la mortalité par pêche étaient également systématiquement inférieures à la  $F_{PME}$  (estimation de la médiane 0,503 [0,356 - 0,722] ; **figure 40**). En 2020,  $F/F_{PME}$  a été estimé à 0,448 [0,191 - 1,389]. Si l'on considère les intervalles de confiance de 95% pour l'ensemble de la série temporelle, il y avait une certaine probabilité que  $F/F_{PME} > 1$  dans la dernière partie de la série temporelle. L'estimation de la PME de ce modèle était de 31.353 t [24.848 t - 46.494 t].

Le Groupe a noté que les estimations de l'état du stock issues du modèle JABBA concordent avec l'état du stock estimé à l'aide du modèle Stock Synthesis. Toutefois, le Groupe a décidé de ne pas utiliser les résultats du modèle de production excédentaire pour fournir un avis de gestion.

#### 4.2.3 Synthèse des résultats de l'évaluation

**Remarque :** Compte tenu du temps limité disponible à la réunion d'évaluation du stock, le Groupe souligne que les résultats inclus dans cette section sont considérés quasi-définitifs mais nécessitent toutefois un examen final avant d'être adoptés. Toutefois, le Groupe ne s'attend pas à d'importants changements avant l'adoption finale à la réunion du Groupe d'espèces sur les thonidés tropicaux de septembre.

Le Groupe a comparé les résultats des deux modèles d'évaluation pris en compte pour le stock de l'Atlantique Ouest (Stock Synthesis et JABBA). Les tendances annuelles de la biomasse totale ( $B$ ),  $B/B_{PME}$ , et  $F/F_{PME}$  produites par les modèles semblaient indiquer une dynamique de la population similaire (**figure 41**). Cela est normal lorsque les données sont informatives et que les modèles sont spécifiés de manière similaire. Tous les modèles suggéraient une forte baisse de la biomasse du stock alors que la mortalité par pêche ( $F$ ) augmentait à la fin des années 1970 et dans les années 1980. Le Groupe s'est demandé si l'augmentation des captures qui a eu lieu au cours de cette période (multipliées par 7, passant d'environ 5.000 t à 35.000 t) était suffisante pour produire ce rapide déclin et a

convenu que cela était le cas. Le Groupe a également noté que l'état du stock ces dernières années était similaire dans tous les scénarios des modèles examinés. Dans le cadre des postulats du cas de référence concernant la M et la pente, tous les modèles indiquaient qu'actuellement le listao de l'Ouest ne fait pas l'objet de surpêche ( $F < F_{PME}$ ) et n'est pas surexploité ( $B > B_{PME}$ ).

La plus grande différence entre les modèles était la biomasse initiale non pêchée ( $B_0$ ). Le modèle de production excédentaire (JABBA) n'est pas structuré par âge et estimait une  $B_0$  plus faible et une taille du stock plus élevée, par rapport à  $B_0$ , nécessaire pour atteindre la Production Maximale Équilibrée (PME). Le modèle structuré par âge (Stock Synthesis) suggère une  $B_0$  plus élevée et produit la PME à un plus haut niveau d'épuisement (c.-à-d.  $B_{PME}$  est inférieure à 25% de  $B_0$ ). Le Groupe a convenu que ce résultat est normal compte tenu du fait que JABBA est un modèle de production excédentaire qui n'inclut pas la dynamique du cycle vital spécifique à l'âge. Stock Synthesis est un modèle structuré par âge qui inclut des fonctions du cycle vital spécifiques à l'âge. Le cycle vital du listao donne à penser à un stock très productif avec une maturité complète à l'âge 1.

Compte tenu de la similitude des résultats des modèles JABBA et Stock Synthesis et des avantages que présentent les configurations du modèle structuré par âge (par ex. inclusion de fonctions du cycle vital spécifiques à l'âge, facilitant la MSE pluri-espèces, capacité à étudier les impacts de la sélectivité/allocation des flottilles variable dans le temps), le Groupe a décidé d'utiliser uniquement les résultats du modèle Stock Synthesis dans l'élaboration de l'avis de gestion d'après la grille d'incertitude utilisée pour quantifier les principales sources d'incertitude scientifique. Neuf scénarios de Stock Synthesis ont été inclus dans la grille, étudiant l'incertitude quant aux paramètres de croissance donnant lieu à la croissance/mortalité naturelle (M) et à la productivité du stock (pente,  $h=0,7, 0,8$  et  $0,9$ ).

Parameter	Value 1	Value 2	Value 3	Value 4	Value 5	Value 6	Value 7	Value 8	Value 9
Steepness	0.7	0.7	0.7	0.8	0.8	0.8	0.9	0.9	0.9
Growth param quantile	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75

Les schémas annuels de la médiane de la SSB, du recrutement, de  $SSB/SSB_{PME}$  et de  $F/F_{PME}$  étaient similaires pour les neuf modèles même si l'ampleur absolue des estimations variait fortement (**figure 42**). L'état du stock actuel dépendait de la mortalité naturelle et de la pente postulées. Les trois scénarios du modèle ayant la M la plus faible (au 75<sup>ème</sup> centile de la distribution des paramètres de croissance) indiquaient le plus fort épuisement (SSB proche ou en-deçà de  $SSB_{PME}$ ), mais aucun des modèles examinés ne semblaient indiquer la récente présence de surpêche ( $F < F_{PME}$ ). Tous les modèles indiquaient que le recrutement du stock de l'Ouest est inférieur à la moyenne depuis 2015 environ.

L'incertitude dans l'état du stock actuel a été quantifiée à l'aide de l'approche Monte-Carlo multivariée-lognormale (MVLN) avec 20.000 itérations (Walter et Winker, 2019) pour chaque cas de la grille d'incertitude (**figure 43** et **tableau 21**). Le Groupe s'est demandé si le nombre d'axes de la grille d'incertitude est suffisant pour estimer la distribution des probabilités de l'état du stock. Une inspection visuelle de la « forme en banane » du graphique de Kobe ainsi que les projections déterministes reflétaient la corrélation attendue entre la biomasse relative et la mortalité par pêche relative (cf. section 5.2).

Le graphique de Kobe en résultant indique que le stock est probablement en bonne santé (quadrant vert ; probabilité de 81,1%) et que le stock n'est pas surexploité ( $SSB/SSB_{PME} = 1,38$ ) ni ne fait l'objet de surpêche ( $F/F_{PME} = 0,48$ ). Il existe une légère, mais pas insignifiante, probabilité que le stock soit surexploité (quadrant jaune ; 13,4%) ou soit surexploité et fasse l'objet de surpêche (quadrant rouge ; 5,5%). Les trois modèles ayant la M par âge la plus faible (Qnt75) postulée étaient les moins optimistes en ce qui concerne l'état du stock et produisaient des estimations de la médiane de SSB en-deçà du niveau qui permet d'atteindre la PME ( $SSB/SSB_{PME}$  allant de 0,78-0,90). Les modèles ayant la M la plus faible produisaient des estimations de SSB au-delà de  $SSB_{PME}$  ( $SSB/SSB_{PME}$  allant de 1,25-2,25). Aucun modèle n'indiquait que la médiane de F en 2020 se situait au-delà de  $F_{PME}$  (la médiane de  $F/F_{PME}$  allait de 0,22-0,81 de  $F_{PME}$ ). L'estimation moyenne globale de la PME produite d'après la grille d'incertitude était de 35.277 t. Les estimations individuelles du modèle oscillaient entre 28.444 t et 46.340 t.

## 5. Projections de la matrice de Kobe pour les stocks de listao

### 5.1 Stock de l'Est

Le Groupe a convenu d'achever les résultats de l'évaluation du stock pour le stock de listao de l'Est et a également convenu de discuter des paramètres des projections à la réunion intersessions informelle de juillet (*cf.* section 8 du programme de travail), si les résultats de l'évaluation du stock sont jugés adaptés pour les projections. Les projections et les matrices de stratégie de Kobe 2 en résultant seront examinées à la réunion du Groupe d'espèces de septembre et pourront servir de base à l'avis de gestion. Afin de faciliter les exercices des projections intersessions à l'avance, le Groupe a convenu du postulat d'établir les captures de 2021 et 2022 à 217.199 t, qui est la capture déclarée en 2020, même si la capture des senneurs pourrait avoir diminué notamment en 2022 en raison d'un plus faible nombre de navires en activité.

### 5.2 Stock de l'Ouest

Le Groupe a recommandé d'élaborer l'avis de gestion final d'après la distribution des projections des neuf scénarios de Stock Synthesis (combinaison de  $h$  (0,6, 0,7 ou 0,8) et de  $Qnt$  (25, 50 ou 75)) de la grille d'incertitude. Le Groupe a convenu de réaliser ces projections en utilisant les spécifications suivantes.

- Intervalle des projections : le Groupe a convenu de développer les projections pour la période 2021-2040 et d'élaborer les recommandations de gestion en se fondant sur les résultats des projections pour la période 2021-2032.
- Aux fins des projections, les captures de 2021 et 2022 sont établies à 18.859 t (la capture déclarée en 2020) même si le Groupe a été informé d'une récente réduction de l'effort de pêche des principales pêcheries de listao de l'Ouest (BB Brésil).
- Scénarios de captures : projection à une  $F_{PME}$  constante, projections de captures constantes à 0 t, et de 16.000 t à 40.000 t par intervalles de 2.000 t. Des projections additionnelles de captures constantes de 33.000 t et 35.000 t devraient être réalisées afin de disposer d'intervalles à une échelle plus fine à des niveaux proches de (mais sans dépasser) la PME.
- Recrutement : basé sur la relation stock-recrutement estimée sans écarts du recrutement.
- Sélectivité et contribution relative des flottilles aux captures : Les sélectivités estimées ces dernières années (2018–2020) dans le modèle ont été utilisées pour les projections. Les proportions de la capture de chaque flottille ont été calculées en utilisant la moyenne des trois dernières années (2018-2020) et utilisées pour les projections (**tableau 22**).
- Les projections ont été réalisées à l'aide de l'approche Monte-Carlo multivariée-lognormale (MVLN) décrite dans Walter et Winker (2019) avec 10.000 itérations.

Au cours de la réunion, les résultats préliminaires des projections utilisant 200.000 itérations de MVLN ont été présentés au Groupe (SCRS/P/2022/031), et il a été convenu que l'équipe d'évaluation soumettrait les résultats finaux à la réunion intersessions informelle de juillet et qu'un document SCRS serait présenté à la réunion du Groupe d'espèces du SCRS de septembre.

Les projections de la biomasse du stock reproducteur et de la mortalité par pêche ont été calculées par rapport aux points de référence  $SSB_{PME}$  et  $F_{PME}$  pour chacun des neuf scénarios de la grille d'incertitude de Stock Synthesis pour le stock de listao de l'Ouest (**figure 44** pour la SSB). La moyenne des neuf scénarios a ensuite été calculée pour chaque année de projection (**figure 45**).

Faisant suite aux postulats élaborés pour les captures de 2021 et 2022 et à la réduction progressive des captures après 2017, la  $SSB/SSB_{PME}$  augmente et la  $F/F_{PME}$  diminue dans la période 2021-2022. À partir de 2023, des captures de 30.000 t ou plus entraînent un déclin de la biomasse du stock reproducteur. Dans cette projection, la médiane de  $SSB/SSB_{PME}$  demeure au-dessus de 1,0 dans la gamme des scénarios de captures envisagés d'ici 2032. Cependant, le Groupe a répété que l'incertitude des projections augmente considérablement au fil du temps et que les projections à long terme (par ex. +5 ans) sont très incertaines.

Le Groupe a constaté des trajectoires inattendues de  $SSB/SSB_{PME}$ , ce qui pourrait être le même cas pour les projections du thon obèse et de l'albacore. Stock Synthesis a renvoyé des valeurs improbables de  $F/F_{PME}$  ou de  $SSB/SSB_{PME}$  qui consistaient, dans certains cas, en des taux de mortalité par pêche extrêmement élevés avec de très faibles niveaux de la biomasse. Afin d'éviter ce comportement indésirable des projections, un plafond supérieur de 9 pour  $F/F_{PME}$  et un plafond inférieur de 0,1 pour  $SSB/SSB_{PME}$  pourraient être utilisés pour éviter un effondrement complet du stock lors des scénarios des projections.

Une matrice de stratégie de Kobe 2 provisoire a également été étudiée. Le Groupe a discuté de la possibilité d'utiliser des intervalles de captures à une échelle plus fine pour les projections. Le SCRS fournit parfois des projections avec des intervalles de captures à échelle fine pour mieux aider la Commission dans ses délibérations sur l'adoption des TAC. Toutefois, le Groupe a fait part de ses préoccupations quant à l'utilisation d'intervalles de TAC à une échelle plus fine, étant donné que cela accroîtrait considérablement la charge de travail des modélisateurs et qu'il serait difficile pour le Groupe d'étudier les nouveaux résultats dans le peu de temps disponible. Le Groupe a suggéré que le SCRS fournisse à la Commission une méthodologie simple pour l'interpolation des résultats entre les scénarios de captures disponibles. Finalement, le Groupe a également demandé aux modélisateurs de réaliser les projections avec le niveau de PME (35.277 t en moyenne dans neuf scénarios, **tableau 21**) qui est plus proche des 35.000 t. Cela sera mis à la disposition du Groupe pendant la période intersessions.

Il existait peu de probabilités dans les projections que  $SSB$  chute en-deçà de 10% de la  $SSB_{PME}$ , ce qui correspond à 1,8 – 2,8 % de la biomasse vierge pour les neuf scénarios de la grille. Le Groupe a demandé que les probabilités que  $SSB$  chute en-deçà de 20% de la  $SSB_{PME}$  soient également fournies.

## **6. Recommandations**

### **6.1 Gestion**

#### *6.1.1 Stock de l'Est*

Le Groupe a convenu que les recommandations de gestion pour le stock de l'Est seront développées en se fondant sur les résultats qui seront présentés à la réunion intersessions prévue.

#### *6.1.2 Stock de l'Ouest*

Le Groupe signale que les captures récentes se sont situées au-dessous des captures précédentes et en dessous de la PME et que ce déclin est essentiellement attribuable à la réduction des captures des flottilles brésiliennes. Le Groupe a noté que les résultats de l'évaluation du stock indiquaient de plus faibles recrutements à la fin de la série temporelle qui pourraient s'expliquer en partie par les niveaux de captures plus faibles.

En dépit des récents niveaux de captures plus faibles, le Groupe a indiqué que le stock de listao de l'Ouest a une haute probabilité de se situer dans le quadrant vert du graphique de Kobe (n'est pas surexploité et ne fait pas l'objet de surpêche).

Le Groupe note que les résultats préliminaires des projections indiquent que les récents niveaux de captures sont durables et devraient augmenter la taille du stock si le recrutement se situe aux niveaux prévus par la relation stock-recrutement. Le Groupe recommande que les captures ne dépassent pas la PME.

### **6.2 Recherche et statistiques, incluant les recommandations ayant des implications financières**

Ces recommandations se rajoutent à celles incluses dans Anon. (2022).

- L'incertitude entourant la validation des âges reste une importante défaillance de données pour le listao. Les évaluations du stock ont utilisé trois scénarios de croissance pour tenir compte de ce manque d'informations, affectant également les estimations de la mortalité naturelle. Afin de réduire cette incertitude, le Groupe a recommandé de produire une collecte d'âges de référence validée et une clef d'âge standardisée à des fins de valeurs d'entrée dans l'évaluation du stock. Notant que l'analyse approfondie des échantillons de tailles de l'AOTTP pourrait contribuer à l'évaluation des paramètres de croissance les plus appropriés, il est nécessaire de mieux comprendre la situation actuelle de la détermination de l'âge du listao. La poursuite du renforcement des capacités en matière de techniques de

laboratoires pour l'âge et la croissance, qui a débuté dans le cadre de l'AOTTP, pourrait aussi permettre de combler cette défaillance de données, notant que la réponse à ce besoin pourrait avoir des implications financières.

- Dans l'évaluation du stock de listao de 2014 (Anon., 2015), l'indice des canneurs des îles Canaries avait été utilisé dans le cadre du cas de référence. Le Groupe recommande donc d'actualiser et de standardiser cet indice pour son utilisation future dans les évaluations du stock.
- Compte tenu des difficultés inhérentes à l'évaluation du stock de listao de l'Est pour générer une grille visant à fournir l'état du stock et l'avis de gestion, le Groupe recommande que les activités de l'AOTTP financées par la Commission tiennent compte de l'analyse des données de l'AOTTP afin de renseigner les évaluations du stock de listao (par ex. taux d'exploitation, taux de déplacement et de mélange, etc.).
- À la réunion de préparation des données de 2022 (Anon., 2022), le Groupe a recommandé d'étudier la migration potentielle du listao entre les délimitations des stocks. Des projets de recherche visant à mieux comprendre la structure du stock de listao pourraient être menés en analysant les marques de listao retournées à l'AOTTP ou en déployant davantage de marques conventionnelles dans les zones où les détails des déplacements restent inconnus (par ex. du Venezuela vers l'Équateur et les migrations vers le nord du stock de l'ouest). Les déplacements à une échelle fine et les migrations verticales du listao pourraient être évalués à l'aide des marques électroniques apposées sur de grands spécimens, ce qui pourrait permettre de clarifier s'il existe des déplacements entre les délimitations des stocks.
- Les résultats de certains scénarios du modèle d'évaluation ont mis en évidence des problèmes potentiels dans la pente de la courbe stock-recrutement. Bien que des valeurs similaires (0,7-0,9) soient utilisées dans d'autres océans pour le listao, le Groupe recommande de mener des recherches sur les facteurs pouvant influencer la pente.
- Le Groupe a discuté du fait que la structure et les caractéristiques des flottilles utilisées dans l'évaluation du stock correspondent à celles utilisées dans d'autres évaluations des stocks de thonidés tropicaux. Toutefois, la pêcherie de senneurs ciblant le listao a une variabilité supplémentaire en raison des changements des zones pêchées et des méthodes opérationnelles au cours de ces dernières années. Le Groupe recommande d'évaluer plus avant les changements survenant dans les pêcheries de senneurs ciblant le listao et d'étudier la façon d'intégrer ces changements dans les futures évaluations du stock.
- L'évaluation du stock n'est actuellement pas révisée de façon indépendante. Par conséquent, le Groupe recommande une révision indépendante de la future évaluation du stock de listao.
- Le Groupe a noté l'expansion de la flottille de senneurs de thons tropicaux de l'Est vers le Nord et l'Ouest et a discuté des raisons potentielles de l'expansion des zones de pêche à la senne qui pourraient inclure/combiner les facteurs suivants : (1) un changement de l'échelle spatiale des données de Tâche 2 (de 1°x1° en 5°x5°), (2) l'utilisation accrue de FOB et les changements connexes des pratiques de pêche [ses conséquences en termes de comportement des pêcheurs] [partage d'informations entre les navires] (3) des changements d'accès aux zones de pêche avec les différentes configurations du moratoire aux FOB et des accords de pêche et (4) une augmentation de la taille du stock ou un changement de la répartition spatiale du stock de listao de l'Est (par rapport à l'utilisation de DCPd et/ou par rapport à d'autres facteurs tels que le changement climatique). Le Groupe recommande donc d'étudier ces hypothèses dans un proche avenir.
- Le Groupe recommande la poursuite des recherches sur le listao de l'Ouest et sa relation et réponse aux changements des conditions climatiques et/ou océanographiques.

## **7. Réponses à la Commission**

Le Groupe a examiné les demandes de la Commission qui n'ont pas été traitées ou qui n'ont pas été entièrement traitées par le SCRS en 2021 (ICCAT, 2021). L'intention était d'examiner les demandes et les réponses fournies jusqu'à présent et de discuter de la manière dont les questions restantes seront traitées d'ici la réunion du SCRS en septembre :

*21.1 Rejets dans les pêcheries de senneurs, Rec. 17-01, paragraphe 4. Le Groupe a noté que cette question pouvait être abordée en utilisant les informations des observateurs. Toutefois, il a été noté que le Secrétariat de l'ICCAT disposait déjà de cette information et que le SCRS pourrait l'utiliser pour informer la Commission.*

Le Secrétariat fournira un résumé des informations disponibles à la prochaine réunion. Le Secrétariat a informé le Groupe qu'il envisage de résumer les données des observateurs pour les thonidés tropicaux capturés à la senne soumises par le biais du formulaire statistique **ST09-DomObPrg** et ces informations seront présentées au Groupe lors de la réunion du Groupe d'espèces en septembre. Le Groupe a convenu de préparer une réponse à la Commission basée sur les informations qui seront soumises par le Secrétariat.

*21.4 Interdiction de la pêche sous DCP, Rec. 21-01, paragraphe 28 Le Groupe a été informé que l'analyse proposée par le SCRS en 2021 est en cours et que les résultats seront présentés au Groupe en septembre 2022. Il a été suggéré d'incorporer 2021 dans l'analyse si les données sont disponibles à temps. L'idée est de disposer d'une matrice de projection pour évaluer l'impact des moratoires de la pêche sous DCP.*

Le Groupe a noté qu'afin d'évaluer l'efficacité des fermetures historiques, des indicateurs appropriés de la mortalité par pêche pour les spécimens d'un an pour les principales flottilles de surface pourraient être évalués sur la base des récents résultats de l'évaluation des stocks de thon obèse et d'albacore.

Le Groupe a noté que, pour cette analyse, les données historiques sur les calées sous FOB/DCP sont requises et que la déclaration de ces informations est obligatoire en vertu de la Rec. 21-01. Le Groupe a demandé au SCRS d'indiquer les CPC qui ont transmis, d'ici le 31 juillet 2022, les données historiques sur les calées sous FOB/DCP requises en vertu du paragraphe 31 de la Rec. 21-01.

Le Groupe a noté que cette analyse pourrait chercher à déterminer toute potentielle production de listao perdue en raison de la fermeture de la pêche sous DCP.

*21.8 Il est demandé au SCRS d'améliorer le processus de MSE conformément à la feuille de route du SCRS et de continuer à tester des procédures de gestion potentielles. Rec. 21-01, paragraphe 62 Il a été noté que la feuille de route sera discutée lors de la réunion du sous-groupe technique sur le MSE des thonidés tropicaux (19-20 mai 2022).*

Le Groupe a discuté du fait que le développement de modèles de référence adéquats pour les deux stocks de listao est une étape importante pour l'avancement de la MSE pour les thonidés tropicaux. Les travaux sur la MSE pour le listao de l'Ouest pourraient progresser en tenant compte des résultats de l'évaluation du stock actuelle. L'équipe de la MSE a déjà réalisé le conditionnement préliminaire des OM pour le stock de l'Ouest et ne doute pas que les résultats de l'évaluation du stock seront bel et bien intégrés dans le conditionnement des OM qui sera discuté en septembre.

Dans le cas du stock de l'Est, le Groupe a discuté du fait que la MSE pourrait utiliser un modèle d'évaluation dans un état différent sans avoir besoin de définir l'état du stock et de l'utiliser dans ce cadre. Il a été indiqué qu'il pourrait être nécessaire de développer un ensemble d'OM plus vaste que ce qui avait été initialement pensé afin d'inclure des hypothèses additionnelles discutées lors de la réunion. À titre d'exemple, des changements potentiels de la productivité qui pourraient avoir résulté de l'expansion spatiale de la pêcherie de listao de l'Est et/ou de l'utilisation des DCP. Une autre hypothèse à inclure est l'impact des différents scénarios du changement climatique sur le recrutement du stock, par exemple. Le Groupe a été informé que l'équipe de la MSE a déjà discuté de cette dernière question.

En général, le Groupe a convenu que les OM devraient inclure un grand nombre de scénarios mais que tous les scénarios devraient être des scénarios plausibles.

Le Groupe a indiqué que la plus haute priorité pour l'équipe de la MSE devrait être de définir des OM additionnels intégrant certaines des conclusions de l'évaluation actuelle plutôt que de développer des CMP.

*21.9 Efficacité des fermetures totales de la pêche telles que proposées dans le PA1\_505A/2019, Rec. 21-01, paragraphe 66a Le Groupe a noté qu'un outil permettant d'évaluer l'impact de la fermeture avait été présenté par le passé (Herrera et al, 2020) mais que le SCRS ne pouvait pas donner suite à cette question. Toutefois, cette question est liée au paragraphe 28 de la Rec. 21-01 et sera au moins partiellement traitée dans la réponse à la demande.*

Le Groupe a convenu que les résultats de l'évaluation du stock actuelle ne changent pas la perception de l'analyse conduite par Herrera *et al.* 2020. Il a été indiqué que les calculs de la proportion du recrutement par trimestre représentent de nouvelles informations qui pourraient affecter la définition des fermetures, par exemple, la fermeture du trimestre 1 pourrait réduire la mortalité des recrues. Cependant, il est encore nécessaire de développer un modèle d'évaluation stable pour le listao de l'Est en vue de tester cette hypothèse. Il a été précisé que les travaux précédents réalisés par Herrera *et al.* (2020) utilisaient les captures mensuelles, ce qui pourrait refléter la dynamique du recrutement du stock de l'Est. Le Groupe a également indiqué que la fermeture était un outil de gestion alternatif à la gestion à travers le contrôle des captures.

*21.11 Le SCRS et le Secrétariat devront élaborer des termes de référence pour effectuer une évaluation des mécanismes de suivi, de contrôle et de surveillance en place dans les CPC de l'ICCAT. Rec. 21-01, paragraphe 66c. Aucune action n'a été convenue par le Groupe.*

Le Groupe et le Secrétariat ont discuté de la meilleure approche pour faire avancer ces travaux. L'évaluation des programmes de collecte et de traitement des données relève de la compétence du SCRS. Le Groupe s'est toutefois demandé si cette tâche pourrait être réalisée par le Sous-comité des Statistiques. Il a été généralement convenu que le SCRS devrait se concentrer sur la partie du suivi de cette tâche.

Le Groupe a discuté du fait que les Termes de référence (TdR) devraient non seulement porter sur la collecte et le traitement des données de captures mais également sur les données d'effort de pêche, y compris les changements de la capacité de pêche. En d'autres termes, les TdR doivent être élaborés afin d'inclure l'évaluation de la collecte et du traitement des données de la Tâche 1 et de la Tâche 2.

Le Groupe s'est également demandé si les TdR devraient être élaborés pour réaliser l'analyse pour toutes les CPC ou seulement pour les principales CPC contribuant à la capture totale. Par exemple, le Groupe a convenu qu'une approche pourrait consister à la conduite de l'analyse des flottilles capturant 90% de l'ensemble des thonidés tropicaux dans l'Atlantique Est. Néanmoins, le Groupe a également reconnu la nécessité d'inclure d'autres engins dans l'analyse (par ex. palangre, canne) plutôt que de se concentrer exclusivement sur la senne. Il a été convenu qu'en plus du volume de captures, l'importance des informations soumises par les différentes flottilles pour les évaluations du stock devrait aussi être prise en considération et que l'identification des défaillances de données susceptible de réduire l'incertitude des résultats de l'évaluation du stock est une autre étape importante.

*Requête de la Commission manquante (paragraphe 66 b) dans la Rec. 21-01. En 2021, le SCRS a fourni un tableau présentant l'évolution annuelle uniquement des senneurs à grande échelle opérant dans la zone relevant de l'ICCAT. L'information était incomplète et devrait être actualisée en incluant également la capacité et le nombre d'autres composants de la flottille (par exemple, navires de soutien, canneurs, palangriers). Le Groupe a souligné l'importance de fournir ces informations d'ici septembre 2022 et a demandé aux scientifiques nationaux de collaborer à cette tâche.*

Le Groupe a reconnu qu'aucune actualisation des estimations de la capacité de pêche n'avait été réalisée ces dernières années. L'ISSF a informé le Groupe qu'il pouvait actualiser ces travaux pour les grands senneurs. Le Groupe et le Secrétariat ont demandé si les informations soumises par les CPC par le biais du formulaire statistique ST01-T1FC (caractéristiques des flottilles) pourraient être utilisées afin de mettre à jour les estimations de la capacité de pêche. Toutefois, le formulaire ST01-T1FC n'inclut les informations sur les navires individuels que pour les navires > 20 m LHT. Les informations sur les navires < 20 m LHT sont déclarées sous forme résumée. Une autre limite du formulaire ST01 est le manque d'informations sur le volume de pêche réalisé par chaque navire. Le Secrétariat a informé le Groupe qu'il pouvait réaliser une analyse de la capacité de pêche en utilisant le formulaire ST01-T1FC en tenant compte des restrictions discutées par le Groupe.

## 8. Autres questions

En raison du temps limité, le Groupe n'a pas été en mesure d'achever toutes les tâches prévues pour la réunion. Par conséquent, le Groupe a discuté et convenu d'un programme de travail pour la période intersessions entre cette réunion et la réunion du Groupe d'espèces de septembre. Les éléments convenus sont les suivants :

- Poursuivre les travaux d'amélioration des modèles d'évaluation SS3 et JABBA pour le stock de listao de l'Est en tenant compte des suggestions d'amélioration suivantes. Ajouter un axe d'incertitude représentant les indices d'abondance relative utilisés (2 niveaux : i Canary BB + PS Vast et ii Canary BB + bouée échosondeur) à la grille d'incertitude.
  - o SS3
    - Pondération alternative des données de composition par tailles
    - Inclusion des données de marquage de l'AOTTP aux fins de l'estimation de la survie (nécessitera l'analyse et la préparation des jeux de données de marquage avant le 15 juin)
    - Analyser la tendance et la période temporelle des écarts du recrutement
    - Analyser l'introduction de la composition par tailles avec des intervalles de 1 cm
    - Analyser le démarrage du modèle à une période différente, par exemple en même temps que l'indice Canary BB 1990
  - o JABBA
    - Vecteurs de M alternatifs mis à l'échelle dans de nouveaux scénarios issus de SS3
    - Analyse de sensibilité concernant les écarts de l'erreur de processus
    - Fonctions de production et indices d'abondance alternatifs
- Organiser un webinaire informel du Groupe d'espèces sur les thonidés tropicaux le 15 juillet 2022 (11h00 – 16h30 CET) ouvert à tous les participants de la réunion actuelle.
  - o Achever la projection pour le listao de l'Ouest et confirmer les résultats adoptés dans le rapport de la réunion d'évaluation du stock.
  - o Présenter et discuter de nouveaux scénarios pour SS3 et JABBA pour le listao de l'Est
  - o Décider si ces scénarios sont pertinents pour convenir d'un cas de référence et d'une grille d'incertitude pour le listao de l'Est. Le cas échéant, développer un graphique de Kobe
  - o Si possible, développer des projections et une matrice de Kobe pour le listao de l'Est
- À partir du 15 juillet jusqu'à la réunion du Groupe d'espèces
  - o Préparer les projets du résumé exécutif pour le listao
  - o Préparer le projet de réponses à la Commission
  - o Préparer un/des document(s) du SCRS décrivant les travaux intersessions réalisés sur les évaluations du listao de l'Est pour présentation à la réunion du Groupe d'espèces.

## 9. Adoption du rapport et clôture

Le rapport a été adopté en partie à la réunion d'évaluation du stock (sections 3, 4 et 8) et en partie par correspondance (sections 1, 2, 5, 6, 7 et 9).



## Références

- Abascal F.J, Gaertner D., Báez J.C, Kaplan D., Pascual P., Ortiz de Urbina J. 2022. An alternative index of abundance for Atlantic skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) based on catch ratio and abundance of a reference species. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(1): 247-260.
- Akia, S., Guery, L., Grande, M., Kaplan, D., Pascual, P., Ramos, M.L., Uranga, J., Abascal, F., Santiago, J., Gorka, M., Gaertner, D. 2022. European purse seiners CPUE standardization of eastern Atlantic skipjack caught under non-owned DFADS using the VAST methodology. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(1): 210-221.
- Anhøj, J., Olesen, A.V. 2014. Run charts revisited: A simulation study of run chart rules for detection of non-random variation in health care processes. PLoS One 9, 1–13. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0113825>
- Anonymous. 2015. Report of the 2014 ICCAT East and West Atlantic Skipjack Stock Assessment Meeting. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 71(1): 1-172.
- Anonymous. 2022. Report of the Skipjack Data Preparatory Meeting. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(1): 1-110.
- L.G. Cardoso, B. Mourato, R. Sant'Ana, G. Silva, J.P. Castello, C. Monteiro-Neto, M. Rodrigues da Costa, R. de Almeida Tubino. 2022. What can the size data tell us about the western Atlantic skipjack tuna stock? Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79 (1): 239-246
- Carvalho, F., Punt, A.E., Chang, Y.J., Maunder, M.N., Piner, K.R., 2017. Can diagnostic tests help identify model misspecification in integrated stock assessments? Fish. Res. 192, 28–40.
- Carvalho, F., Winker, H., Courtney, D., Kapur, M., Kell, L., Cardinale, M., Schirripa, M., Kitakado, T., Yemane, D., Piner, K. R., Maunder, M. N., Taylor, I., Wetzel, C. R., Doering, K., Johnson, K. F., Methot, R. D. 2021. A cookbook for using model diagnostics in integrated stock assessments. Fisheries Research, 240: 105959.
- Evans R.H., McLain D.R., Bauer R.A. 1981, Atlantic Skipjack Tuna: Influences of mean environmental conditions on their vulnerability to surface fishing gear. Mar. Fish. Rev. 43, 1–11.
- Francis, R. I. C. C. 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 68:1124–1138.
- Gartner, D. 2015. Indirect estimates of natural mortality rates for Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*), using life history parameters. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 71(1): 189-204.
- Gelman, A., Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. Stat. Sci. 7, 457–472. <https://doi.org/10.2307/2246093>.
- Geweke, J. 1992. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments., in: Berger, J.O., Bernardo, J.M., Dawid, A.P., Smith, A.F.M. (Eds.), Bayesian Statistics 4: Proceedings of the Fourth Valencia International Meeting. Clarendon Press, Oxford, pp. 169–193.
- Herrera M., Sharma R., Calay S., Coelho R., Die D., Melvin G., Ortiz M., Restrepo V., Neves dos Santos, M. 2020. Progress report of the group evaluating the decision support tool presented in Sharma & Herrera (2019) and proposal for further review and discussion by the SCRS. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 77(8): 18-25 (2020)
- Heidelberger, P., Welch, P.D. 1992. Simulation run length control in the presence of an initial transient. Oper. Res. 31, 1109–1144. <https://doi.org/10.1287/opre.31.6.1109>.
- Hurtado-Ferro, F., Szuwalski, C.S., Valero, J.L., Anderson, S.C., Cunningham, C.J., Johnson, K.F., Licandeo, R., McGilliard, C.R., Monnahan, C.C., Muradian, M.L., Ono, K., Vert-Pre, K.A., Whitten, A.R., Punt, A.E. 2014. Looking in the rear-view mirror: Bias and retrospective patterns in integrated, age-structured stock assessment models, in: ICES Journal of Marine Science. pp. 99–110. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsu198>.

- Hyndman and Koehler, 2006. Another look at measures of forecast accuracy. *International Journal of Forecasting* 22(4), 679-688.
- ICCAT. 2021. Report for Biennial Period, 2020-21, Part I, Vol. 2
- Kell, L. T., Kimoto, A. and Kitakado., T. 2016. Evaluation of the prediction skill of stock assessment using hindcasting. *Fisheries Research*, 183:119–127.
- Methot, R. D. and Taylor, I.G. 2011. Adjusting for bias due to variability of estimated recruitments in fishery assessment models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 68: 1744–1760.
- Ortiz, M., Kimoto, A. 2022. Review and preliminary analyses of size samples of East and West Atlantic skipjack tuna stocks (*Katsuwonus pelamis*). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 79 (1): 176-209
- Plummer, M., 2003. JAGS: A Program for Analysis of Bayesian Graphical Models using Gibbs Sampling, 3rd International Workshop on Distributed Statistical Computing (DSC 2003); Vienna, Austria.
- Plummer, M., Nicky Best, Cowles, K., Vines, K., 2006. CODA: Convergence Diagnosis and Output Analysis for MCMC. *R News* 6, 7–11.
- Su and Yajima, 2012. R2jags-a package for running jags from R. <https://cran.r-project.org/web/packages/R2jags/index.html>.
- Walter J., and Winker H. 2019. Projections to create Kobe 2 strategy matrix using the multivariate log-normal approximation for Atlantic yellowfin tuna. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 76 (6): 725-739.
- Winker, H., Mourato, B., Chang, Y. 2019. Unifying parametrizations between age-structured and surplus production models: an application to Atlantic white marlin (*Kajika albida*) with simulation testing. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 76 (4): 219-234.

# INFORME DE LA REUNIÓN ICCAT DE 2022 DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE LISTADO

(En línea, 23-27 de mayo de 2022)

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

La reunión se celebró en línea, del 23 al 27 de mayo de 2022. El Dr. David J. Die (Estados Unidos), coordinador del Grupo de especies de tónidos tropicales ("el Grupo"), y MSc. Rodrigo Sant'Ana, relator del listado occidental, inauguraron la reunión y dieron la bienvenida a los participantes. El Sr. Camille Manel (secretario ejecutivo de ICCAT) dio la bienvenida a los participantes y agradeció los esfuerzos realizados por todos ellos para asistir a la reunión a distancia.

El presidente de la reunión revisó el orden del día, que fue adoptado (**Apéndice 1**). La lista de participantes se incluye en el **Apéndice 2**. La lista de documentos y presentaciones de la reunión se adjunta como **Apéndice 3**. Los resúmenes de todos los documentos y presentaciones 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, 9	M. Ortiz
Punto 2	C. Palma, S. Wright, M. Narvaez, M. Ortiz
Punto 3	M. Lauretta, D. Gaertner, E. Kikuchi, R. Sant'Ana
Punto 4	G. Cardoso, H. Murua, J. Santiago, N. Fisch, S. Cass-Calay, G. Merino, A. Urtizberea
Punto 5	A. Kimoto, M. Lauretta
Punto 6	A. Maufroy, K. Bradley
Punto 7	G. Diaz
Punto 8	D. Die

## 2. Resumen de los datos disponibles para la evaluación y actualizaciones realizadas desde la reunión de preparación de datos

### 2.1 Estadísticas pesqueras, tallas, y estimaciones de CAS

La Secretaría informó al Grupo de que no se habían realizado actualizaciones de las estadísticas de listado (SKJ, *Katsuwonus pelamis*) (conjuntos de datos de Tarea 1 y Tarea 2) tras la reunión de preparación de datos de 2022. Por lo tanto, todos los archivos de entrada preparados y adoptados después de la reunión de preparación de datos permanecen sin cambios, como se refleja en el documento SCRS/2022/093. Las capturas totales de listado de cada stock (SKJ-E: stock del Atlántico oriental; SKJ-W: stock del Atlántico occidental), por flota y año, se presentan en la **Tabla 1** y la **Tabla 2**, respectivamente.

En relación con las estimaciones preliminares de las series de capturas de "faux poisson" de la Tarea 1 de varios pabellones de cerco (2015-2020) obtenidas por el Grupo durante la reunión de preparación de datos (detalles en el informe), la Secretaría se puso en contacto con todas las CPC implicadas para adoptar oficialmente dichas estimaciones. Sólo Cabo Verde, UE-España y UE-Francia reconocieron esas capturas complementarias. El resto de las CPC de ICCAT con flotas tropicales de cerco (Belice, Côte d'Ivoire, Curazao, El Salvador, Guatemala, República de Guinea, Panamá y Senegal) no adoptaron la serie complementaria de capturas "faux poisson", e indicaron que las capturas totales ya estaban incluidas en la provisión de datos oficiales de la Tarea 1. El Grupo acordó que las estimaciones de "faux poisson" proporcionadas durante la reunión de preparación de datos de listado representaban las mejores estimaciones científicas de las extracciones adicionales, y acordó mantener las capturas totales de «faux poisson» de estas ocho flotas bajo el código de pabellón "NEI-Mixed flags", tal como se presenta en la **Tabla 3**. Esta fusión no modificó ninguna de las series de capturas de cerco previamente acordadas para la estructura de la flota de ambos stocks.

La información sobre talla de listado de la Tarea 2 (T2SZ), descrita en el documento SCRS/2022/027, tampoco se modificó. Los datos de T2SZ preparados para los archivos de entrada de Stock Synthesis (SS3) ya incorporan una versión preliminar de las pesquerías brasileñas de cebo vivo (presentada en el documento SCRS/2022/030).

La Secretaría actualizó la captura por talla (CAS) de listado durante la reunión para estimar las series de peso medio por pesquería principal para ambos stocks, utilizando la información más reciente sobre T1NC, T2SZ y T2CS (captura por talla de Tarea 2 estimada/comunicada por las CPC de ICCAT). El período 1969-2013 se revisó para dar cabida a los cambios en T1NC y a algunas revisiones de los conjuntos de datos de T2SZ y T2CS realizadas por las CPC de ICCAT tras la evaluación de stock de listado de 2014. La CAS para el período 2014 a 2020 se estimó por primera vez utilizando la misma metodología (normas de sustitución, supuestos, método de extrapolación, etc.) utilizada para la evaluación de stock de 2014. Las matrices de CAS para SKJ-E y SKJ-W se presentan en las **Tablas 4 y 5**, respectivamente. Los pesos medios por pesquería principal y año se presentan en la **Figura 1** (SKJ-E) y en la **Figura 2** (SKJ-W).

El peso medio global de SKJ-E ha disminuido de forma constante desde unos 2,6 kg en 1969 hasta 1,9 kg en 2010, con un aumento posterior (2,5 kg en 2015) y de nuevo una disminución entre 2013 (2,5 kg) y 2020 (1,9 kg). Esta oscilación también se observó en las pesquerías de cerco (arte principal) y, en menor medida, en las pesquerías de cebo vivo. Los pesos medios estimados de SKJ-W han oscilado a lo largo de toda la serie temporal (1969-2020) entre 2,5 kg y 4,0 kg, con un ligero descenso en la última década (3,4 kg en 2020 a 3,0 kg en 2010/2020). El elevado peso medio de 2020 para la serie "oth" (una combinación de los artes restantes) puede tener alguna incoherencia en los conjuntos de datos de tallas asociados utilizados en la estimación de CAS. Estos conjuntos de datos de talla deben ser revisados completamente en el futuro. Por término medio (todos los años, 1969-2020), el peso medio estimado de SKJ-E es de unos 2,1 kg y el de SKJ-W es de unos 3,4 kg, lo que indica que los peces capturados en el stock oriental son más pequeños que los del stock occidental.

Durante la reunión se observó que la distribución espacial de las capturas y el esfuerzo pesquero de las flotas tropicales de cerco se ha ampliado en las zonas tropicales, especialmente hacia el oeste, el norte y el sur de la principal zona de pesca tradicional en el golfo de Guinea (**Figura 3**). La Secretaría proporcionó un resumen de las capturas en cuadrículas de 5x5 (CATDIS) y 1x1 (T2CE) para los últimos años, basándose en CATDIS, que asigna las capturas geográficamente utilizando los datos declarados de captura-esfuerzo (T2CE) por las CPC. Los gráficos muestran la mediana de las capturas de SKJ-E (en escala log10) por cuadrículas de 5x5 grados para periodos de cinco años desde 2000 (**Figura 4**). Se muestra un gráfico similar por año desde 2015 y por resolución 1x1 para las flotas de cerco tropicales (**Figura 5**). Se observó que las capturas medias realizadas al oeste en la zona tropical, pero han aumentado, y también al sur de esta, y las capturas medias de listado en la década de 2020 se han situado en niveles comparables a los observados en el golfo de Guinea. Otra información adicional corroboró la expansión espacial de las flotas de cerqueros que pescan tñidos tropicales, lo que incluye : i) el número de cuadrículas fr 1x1 que han notificado capturas de especies tropicales (SKJ, YFT, BET) (**Figura 6**), ii) la cobertura espacial estimada a partir de la CPUE estandarizada de los cerqueros de la UE de E-SKJ capturado bajo DCPd que no les pertenecen utilizando la metodología VAST (**Figura 7**) (SCRS/2022/028), y iii) las tendencias del esfuerzo pesquero de las flotas de cerqueros que pescan en FOB/DCP o en cardúmenes libres (FSC) (**Figura 8**).

Se informó al Grupo de que los informes de CE de la Tarea 2 de cerco representan en promedio más del 60 % del total de capturas nominales de la Tarea 1 de E-SKJ comunicadas desde el año 2000 (**Figura 9**), por lo que el Grupo concluyó que estos indicadores eran sólidos y que la expansión de las capturas y el esfuerzo pesquero de la flota de cerco coincidían con la tendencia al aumento de las capturas de listado desde unas 160.000 t en 2010 hasta que alcanzaron un máximo de 283.000 t en 2018. Sin embargo, en los dos últimos años, 2019 y 2020 las capturas declaradas de listado habían disminuido, pasando a unas 217.000 t. Se sugirió que las recientes reducciones de las capturas estaban relacionadas principalmente con las restricciones de ordenación en las pesquerías de patudo y rabil.

## **2.2 Parámetros biológicos y estructura de la flota**

El documento SCRS/2022/044 ofrecía un resumen de la evolución y la composición actual de la flota de barcos de cebo vivo de Canarias entre 2000 y 2021, incluyendo el número de buques y la composición por especies de los desembarques.

En el documento SCRS/2022/045 se proporcionaba los parámetros biológicos del listado capturado por la flota de barcos de cebo vivo de las islas Canarias, incluyendo las relaciones talla-peso y la ratio de sexos por talla.

Siguiendo las recomendaciones y el plan de trabajo inter sesiones acordado por el Grupo durante la reunión de preparación de datos de listado de 2022, se presentó el documento SCRS/2022/093 como resumen de la información de entrada biológica y pesquera para los modelos de evaluación de los stocks del Atlántico este y oeste. El informe proporcionaba actualizaciones de la estructura de la flota, de los parámetros de crecimiento y de la mortalidad natural (**Tablas 7 y 8**). Las estructuras de la flota se actualizaron para alinearlas con las últimas evaluaciones de los stocks de patudo y rabil con el objetivo de permitir la futura integración con el proceso de MSE para los túnidos tropicales. Se combinaron las flotas con patrones de operación pesquera similares y con datos disponibles, lo que dio como resultado 10 flotas distintas para SKJ-E y cinco flotas para SKJ-W. En cuanto al crecimiento y la mortalidad natural, los parámetros de crecimiento para la matriz de incertidumbre se definieron como los percentiles 25, 50 y 75 de las distribuciones simuladas de talla por edad, y la mortalidad natural se generó utilizando el enfoque descrito por Gaertner (2015). En cuanto a las estimaciones de "faux poisson" para otras flotas de cerco, el Grupo acordó incluir las estimaciones agregadas asociadas a un pabellón determinado de la CPC si esta estaba de acuerdo con las estimaciones y la metodología, o "NEI other fleets" si la CPC no estaba de acuerdo con las estimaciones o la metodología. No hubo cambios en los supuestos sobre la relación talla-peso, la edad máxima y la madurez con respecto a los de la evaluación de stock de listado de 2014. En la **Tabla 9** se ofrece un resumen completo de los parámetros del ciclo vital utilizados en la evaluación de 2022.

### **2.3 Índices de abundancia relativa**

Los índices de abundancia relativa de los stocks oriental y occidental a utilizar en la evaluación de stock se presentaron en la reunión de preparación de datos de 2022 y no se presentaron actualizaciones en la reunión actual (**Tablas 10 y 11**). Se presentó un nuevo índice de abundancia para la flota de barcos de cebo vivo de Venezuela (SCRS/2022/089). Sin embargo, el Grupo acordó no incluirlo en los modelos de evaluación de stock de 2022.

En el documento SCRS/2022/089 se describía un índice estandarizado de abundancia relativa para la pesquería de cebo vivo venezolana durante el periodo 1987-2022. El índice se estimó utilizando modelos lineales generalizados y un enfoque delta lognormal. Para este modelo se utilizaron los datos de los cuadernos de pesca y se analizó la composición por tallas de los muestreos en puerto. Las CPUE nominales y estandarizadas muestran tendencias generales similares (**Figura 10, Tabla 11**). Las tasas de captura estandarizadas empezaron a descender en 1988, hasta 1990. A partir de ese momento, la tendencia muestra una tendencia relativamente estable que aumenta su variabilidad desde 2005, disminuyendo para el año más reciente de la serie temporal (2020). La mediana de la composición por tallas de los ejemplares de listado muestreados aumentó (>58 cm) en los dos últimos años (2019, 2020), con la menor desviación estándar para los mismos años.

El Grupo discutió algunos aspectos técnicos de la estandarización, lo que incluye recomendaciones como agrupar las observaciones para evitar las probabilidades ajustadas de 0 y 1 en el modelo binomial, utilizar herramientas para detectar y comprender los factores que orientan la estandarización, y excluir las observaciones en las que los barcos de cebo vivo colaboraban con los buques de cerco proporcionando cebo a los cardúmenes de peces para mantenerlos en la superficie. Los autores mencionan que este último asesoramiento ya se tuvo en cuenta en la elaboración del índice. El Grupo también señaló que es de esperar que la CPUE estandarizada difiera de la nominal cuando se tienen en cuenta adecuadamente los factores que cambian con el tiempo, algo que ocurrió con este índice estandarizado.

## **3 Modelos de evaluación de stock y otros datos pertinentes para la evaluación**

### **3.1 Stock oriental**

#### **3.1.1 Modelo estadísticamente integrado (Stock Synthesis 3)**

En el documento SCRS/2022/095 se proporcionaba un resumen detallado de la configuración preliminar, los diagnósticos del caso de referencia y los resultados del modelo Stock Synthesis (SS, ver 3.30.18) del listado oriental. El modelo es de un solo stock, de sexos combinados, de una sola zona y trimestral para el Atlántico oriental. El analista principal presentó una visión general de la información de entrada y supuestos del modelo y proporcionó un conjunto

completo de diagnósticos del modelo. El Grupo formuló varias recomendaciones de revisión, muchas de las cuales se integraron y evaluaron durante la reunión. Los cambios en los datos de entrada incluyeron la adición del índice de la flota de barcos de cebo vivo de las Islas canarias, y ensayos separados que ajustaron los dos índices del período reciente por separado (índice de boya acústica e índice de CPUE del cerco VAST). El Grupo acordó continuar con el desarrollo del modelo SS en el periodo intersesiones, prestando especial atención a cómo las tendencias de las desviaciones del reclutamiento se ven influenciadas por los supuestos/ponderación de datos alternativos y, a su vez, cómo esos cambios influyen en las estimaciones de la biomasa del stock, del reclutamiento y del estado del stock. A continuación se ofrece un resumen de los datos de entrada y de la parametrización de Stock Synthesis.

#### *Estructura de la flota y CPUE*

- Estructura de la flota: 10 flotas (**Tabla 7**).
  1. Cerco histórico 1963-1985
  2. Cerqueros 1986-90
  3. Cerco banco libre 1991-2020
  4. Cerco asociado con FOB/DCP 1991-2020
  5. Cerco/barcos de cebo vivo Ghana
  6. Cerco/barcos de cebo vivo Dakar Sur
  7. Cerco/barcos de cebo Dakar 1962-1980
  8. Cerco/barcos de cebo Dakar 1981-2020
  9. Barcos de cebo vivo norte (>25 Lat)
  10. Palangre Atlántico este
  
- Índices de abundancia: 3 índices (**Tabla 9**)
  1. Barcos de cebo vivo Canarias (1980-2013)
  2. Boya acústica (2010-2020 estacionalmente)
  3. Cerco UE en FOB/DCP que no son de su propiedad (2010-2019 estacionalmente).

El índice de barcos de cebo vivo se asoció a la flota 9, el índice de cerco VAST se asoció a la flota 4, y el índice de boya acústica se incluyó como una prospección con selectividad reflejada en la flota 4. El coeficiente de variación (CV) del índice de las boyas de la ecosonda se estimó en escala logarítmica utilizando la ecuación del manual de SS, para la CPUE estandarizada se utilizaron los valores disponibles, y para el cebo vivo de Canarias se asumió un CV de 0,3 en toda la serie temporal debido a los valores de errores estándar (SE) muy elevados.

#### *Composición por tallas y selectividad por flotas*

Los datos de talla para cada flota, año y temporada fueron proporcionados por la Secretaría una vez que se completaron todas las actualizaciones de datos de las CPC tras la reunión de preparación de datos de 2022. Las composiciones por tallas se introdujeron como el número de peces observados por cada intervalo de talla con un límite inferior de 2 cm. Los tamaños efectivos de las muestras fueron iguales al LN natural logarítmico (número total de peces medidos), para reducir el efecto de la pseudo-replicación en el muestreo y disminuir la ponderación en la verosimilitud global del modelo. La composición por tallas de las flotas de palangre después de 2003 mostraba capturas de los peces de mayor tamaño y se asumía que tenía una selectividad asintótica. Se asumió un patrón de selectividad doblemente normal para todas las demás flotas. Una vez resuelta la solución mínima estable, se añadió una distribución previa normal con un CV de 0,1 a algunos parámetros de selectividad que mostraban grandes errores estándar antes de ejecutar las sensibilidades.

#### *Crecimiento, mortalidad natural, madurez y fecundidad*

Los tres escenarios alternativos de crecimiento expuestos en el SCRS/2022/093 se incluyeron como uno de los ejes de la matriz de incertidumbre (**Tabla 12**). Se asumió un crecimiento lineal desde el nacimiento (talla de la edad 0 = 6 cm) hasta la edad 1, después de lo cual se asumió un crecimiento de von Bertalanffy. A cada escenario del modelo de crecimiento le correspondió una longitud media a la edad 1, un crecimiento medio asintótico (Linf), un parámetro  $k$  de crecimiento y un CV de la talla por edad de 0,2 para todas las edades (**Tabla 13**). La tasa de mortalidad natural base a los 6 años para cada escenario de crecimiento se estimó mediante el enfoque de Gaertner (2015). La tasa de mortalidad natural de otras edades se modeló en SS con una función de Lorenzen. La fecundidad se modeló como una función directa del peso corporal de la hembra y la madurez se modeló con una función logística con pendiente -0,22 y 50 %

de ser maduro al alcanzar los 42 cm de talla. Se supone que el reclutamiento se produce trimestralmente a lo largo del año. La distribución relativa de la reproducción por trimestres se estimó directamente en el modelo a partir de los datos de la estructura por tallas.

#### *Reclutamiento del stock*

El reclutamiento del stock siguió una función Beverton-Holt con el reclutamiento virgen ( $R_0$ ) estimado libremente a través de un rango de inclinación fija ( $h = 0,7, 0,8$  y  $0,9$ ). Para el caso de referencia, la inclinación se fijó en  $0,8$  y  $\sigma_R$  en  $0,5$ . En el caso de referencia del modelo se estimaron las desviaciones anuales del reclutamiento para el periodo de 1990 a 2020. La corrección de sesgo lognormal ( $-0,5\sigma^2$ ) para la media de la relación stock reclutamiento se aplicó al periodo 1961-1997 aplicando la rampa de corrección de sesgo recomendada por Methot y Taylor (2011). Se presentó un ensayo alternativo con desviaciones de reclutamiento estimadas para el periodo 1968 a 2019, las simulaciones con desviaciones de reclutamiento de la pesquería de barcos de cebo vivo de Canarias empiezan en 1980.

#### *Ponderación de los datos, parametrización del modelo y diagnósticos del modelo*

En el caso de referencia inicial del modelo se utilizó la ponderación por defecto/igual de las series de datos. Los análisis de sensibilidad se realizaron mediante los métodos de ponderación de Dirichlet y Francis. El Grupo recomendó explorar entre sesiones las opciones de reponderación de los datos, lo que incluye una ponderación alternativa de los datos de CPUE y de composición por tallas, así como la ponderación relativa de las composiciones por tallas entre las flotas.

Para cada uno de los ensayos del modelo, los parámetros estimados incluían 38 parámetros de selectividad,  $R_0$ , asignaciones de reclutamiento trimestrales y desviaciones de reclutamiento anuales. Las desviaciones estándar de los parámetros del modelo se derivaron de la matriz de varianza-covarianza. Los diagnósticos estándar del modelo incluyeron fluctuaciones de los parámetros de partida, ajustes a los datos de entrada y a los residuos del modelo, análisis retrospectivos, perfiles de los parámetros clave estimados ( $R_0$  y desviación estándar del reclutamiento, es decir,  $\sigma_R$ ), pruebas de ensayos de los residuos de los datos de entrada y simulaciones retrospectivas de los índices de abundancia. Los análisis se llevaron a cabo utilizando los diagnósticos integrados de SS3 y del paquete R *ss3diags* (Carvalho et al., 2021).

El Grupo propuso una matriz de incertidumbre que consistía en 18 modelos mediante las combinaciones de dos tratamientos de índice (cerco VAST y boya acústica modelados por separado), tres escenarios alternativos de crecimiento/mortalidad natural y tres niveles de inclinación (fijados en  $h = 0,7, 0,8$  y  $0,9$ ).

#### *3.1.2 Modelos de producción excedente (JABBA y MBP)*

En el documento SCRS/2022/102 se presentó un ensayo preliminar para la evaluación del listado del Atlántico oriental utilizando un modelo dinámico de biomasa (MPB). Los diagnósticos preliminares mostraron problemas de convergencia del modelo al utilizar los cinco índices disponibles para la evaluación.

El Grupo debatió las razones por las que el MBP no proporcionó resultados coherentes. Las posibles explicaciones de este problema son las diferentes tendencias de la CPUE observadas en las distintas flotas pesqueras. Por ejemplo, se sugirió que el aumento a lo largo del tiempo de la CPUE de los barcos de cebo vivo que operaban frente a Senegal se debía probablemente a un aumento de la eficacia de la pesca relacionado con la aplicación de nuevos modos de pesca (por ejemplo, la pesca del banco asociado al buque, el uso de DCPd etc.). Por el contrario, el desarrollo de la pesquería FOB/DCP de cerco en la zona de Mauritania-Senegal podría haber tenido un impacto negativo en la CPUE de cebo vivo alrededor de las islas Canarias. Además, el hecho de que el total de capturas de listado del Atlántico oriental haya aumentado continuamente a lo largo de la serie temporal también puede crear un conflicto para el ajuste del modelo. El Grupo recomendó otros escenarios: comenzar la serie temporal en 1990, evaluar el impacto de los índices VAST y BAI por separado y añadir un ensayo con el índice de ratio de capturas. También se sugirió comprobar de nuevo cómo se comporta el modelo con la inclusión de la CPUE de los barcos de cebo vivo canarios (y excluyendo los barcos de cebo vivo de las Azores para ser comparables con los resultados del SS3).

El documento SCRS/2022/100 proporcionaba los resultados de un modelo de producción excedente estado espacio de tipo bayesiano (JABBA) aplicado al stock de E-SKJ. Los modelos basados en el marco JABBA utilizaron los datos de capturas totales de la pesquería desde 1950 hasta 2020 proporcionados por la Secretaría de ICCAT. Se utilizaron series temporales de CPUE de cinco flotas pesqueras y se presentaron un total de nueve escenarios distintos, basados en tres valores de entrada de los parámetros de crecimiento (Anón, 2022) y tres variaciones en la inclinación (0,7, 0,8 y 0,9). Todos los modelos se aplicaron utilizando una función de producción de Pella y Tomlinson (**Tabla 14**). Las distribuciones a priori de  $K$  se mantuvieron como no informativas, tal y como se hizo en la evaluación de stock de 2014 (ICCAT, 2014). Para  $K$ , se implementó una distribución lognormal utilizando la opción "range" de JABBA. Los valores inferiores y superiores oscilaron entre 290.000 t y 1.500.000 t, lo que dio como resultado un valor medio aproximado de 717.622 t y un CV del 43 %. Para  $r$ , se desarrollaron distribuciones previas con un parámetro de forma asociado de una función de producción de Pella-Tomlinson a partir de un enfoque de modelo de equilibrio estructurado por edades (ASEM) con simulaciones de Monte-Carlo (Winker et al., 2019b). Los parámetros de stock utilizados como entradas para los modelos ASEM incluían la configuración de la matriz de incertidumbre citada anteriormente y presentada en la **Tabla 14**. Para todos los escenarios se definió la misma distribución previa de la merma inicial ( $\phi = B_{1950}/K$ ) mediante una distribución beta con una media = 0,93 y un CV del 5 %. Todos los parámetros de capturabilidad se formularon como distribuciones previas uniformes no informativas. El error del proceso de  $\log(B_y)$  en el año  $y$  para todos los escenarios se definió mediante una distribución gamma inversa con parámetro de forma igual a 0,01 y un parámetro de tasa igual a 0,01.

JABBA se implementa en R (equipo de desarrollo de r, <https://www.r-project.org/>) con la interfaz JAGS (Plummer, 2003) para estimar las distribuciones posteriores bayesianas de todas las cantidades de interés utilizando de una simulación de las cadenas de Markov Monte Carlo (MCMC). El modelo JAGS se ejecuta en R utilizando la función envolvente *jags* de la biblioteca *r2jags* (Su y Yajima, 2012), que depende del paquete *rjags* R. En este estudio se utilizaron tres cadenas MCMC. Cada modelo se ejecutó para 30.000 iteraciones, muestreadas con un período de prueba de 5.000 para cada cadena y un filtrado de cinco iteraciones. Los diagnósticos básicos de la convergencia del modelo incluyeron la visualización de las cadenas MCMC mediante diagramas MCMC, así como los diagnósticos de Heidelberger y Welch (1992) y Geweke (1992) y Gelman y Rubin (1992), tal y como fueron implementados en el paquete coda (Plummer et al., 2006).

Se proporcionaron amplios diagnósticos del modelo para evaluar sus ajustes, las pruebas de ensayos de residuos, los patrones retrospectivos y la habilidad de predicción de la simulación retrospectiva. Para comprobar el sesgo sistemático en las estimaciones del estado del stock, se realizó también un análisis retrospectivo eliminando sistemáticamente un año de datos cada vez de forma secuencial durante un periodo de ocho años ( $n = 8$ ), a esto le siguió un reajuste del modelo tras cada eliminación de datos y una comparación de las cantidades estimaciones resultantes de biomasa, mortalidad por pesca,  $B/B_{RMS}$ ,  $F/F_{RMS}$ ,  $B/B_0$  y RMS con el modelo de referencia ajustado a toda la serie temporal de datos. Para comparar el sesgo retrospectivo entre modelos, se calculó la estadística rho ( $\rho$ ) de Mohn (1999), utilizando la formulación definida por Hurtado-Ferro et al., (2014). Se aplicó una técnica de validación cruzada de la simulación retrospectiva (HCXval) sin modelo de Kell et al. (2016), en la que las observaciones se comparan con sus valores futuros predichos de CPUE calculando el error medio absoluto escalado (MASE) propuesto por Hyndman y Koehler, 2006, que escala el error medio absoluto de los residuos de la predicción a una predicción de nivel de referencia ingenuo, donde se dice que una "predicción" tiene "habilidad" si mejora el pronóstico del modelo cuando se compara con el nivel de referencia ingenuo.

Por último, se llevó a cabo un análisis de sensibilidad basado en la adición interactiva gradual de la inclusión de las series de CPUE una a una tomando como índice base el índice VAST del cerco de la UE (**Tabla 15**).

Se demostró que, para todos los escenarios, el comportamiento de los ajustes del modelo parecía estar influenciado sobre todo por el patrón observado en las series pasadas de CPUE de los barcos de cebo vivo que operan en aguas frente a Senegal y por la CPUE de cerqueros europeos que pescan en DCPd que no les pertenecen (ajustada mediante el método VAST). El Grupo recomendó otros escenarios, como comenzar la serie temporal en 1990 y realizar un análisis de sensibilidad sin el índice de los barcos de cebo vivo canarios.



## 3.2 Stock occidental

### 3.2.1 Modelos estadísticamente integrados (Stock Synthesis 3)

En el documento SCRS/2022/098 se presentaba una versión provisional del modelo de evaluación de stock utilizando Stock Synthesis (SS) para el stock de listado occidental, que incluye la configuración inicial del modelo, las definiciones de la flota, la selectividad y la parametrización. Se construyó un modelo de una zona, de sexos combinados y anual para el listado del Atlántico occidental que cubre el periodo que va desde 1952 hasta 2020. Se asumió que biomasa del stock inicial en 1952 estaba en una condición de stock virgen sin pescar. La estructura de la flota comprendía cinco flotas y se modelaron cinco índices de abundancia (**Tabla 8**).

Los índices estaban disponibles para cuatro de las cinco flotas (PS\_West, BB\_West, LL\_USMX, LL\_OTH y HL\_RR). Se disponía de dos índices para la flota de cebo vivo, uno de 1981 a 1999 (BRA\_BB\_hist), y el otro de los años 2000 y 2020 (BB\_West). El índice BRA\_BB\_hist se estableció como una prospección, y su selectividad reflejó la selectividad de BB\_West. La selectividad se parametrizó como basada en la talla para todas las flotas, siendo los parámetros de selectividad estimados libremente por el modelo. Se asumió que tenía una forma de cúpula para las flotas PS\_West, BB\_West y HL\_RR y una forma asintótica para la LL\_USMX y la LL\_OTH, tal como propuso el equipo de evaluación de stock. Se impuso un bloque de tiempo para la selectividad de PS\_West (2015-2020).

Las composiciones por tallas se introdujeron como el número de peces por cada intervalo de talla de 2 cm. Los tamaños efectivos de las muestras fueron iguales a  $\ln$  (número de observaciones), para reducir el efecto de la pseudo-replicación en el muestreo y disminuir la ponderación de los datos de talla en la verosimilitud global del modelo. El peso en kilogramos se estimó a partir de la conversión de la composición por tallas (cm), asumiendo la relación.  $W_t = (7,48e-06 * length^{3,253})$ . La fecundidad se modeló como una función directa del peso corporal de las hembras. El crecimiento se modeló como para el stock de E-SKJ con una formulación de von Bertalanffy asumiendo los mismos parámetros que se muestran en la **Tabla 13**, indicando que se asumió que la talla a la edad 0 era de 2 cm. (**Tabla 9**). A cada escenario del modelo de crecimiento le correspondió una talla media a la edad 1, un crecimiento medio asintótico ( $L_{inf}$ ), un parámetro  $k$  de crecimiento y un CV de la talla por edad de 0,2 para todas las edades.

Los supuestos de  $M$  específica de la edad se modificaron a partir de lo sugerido en la Reunión de preparación de datos de listado de 2022. Durante esta reunión se propuso utilizar la escala de Gaertner (2015) (Anón. 2022), sin embargo, los ensayos iniciales generaron valores altos y poco realistas de  $M$  para las edades más jóvenes y números bajos en las más mayores (SCRS/2022/098). Por lo tanto, se aplicó una parametrización alternativa dentro de SS utilizando la función de Lorenzen con la misma mortalidad natural por edad asintótica asumida recomendada en la reunión de preparación de datos de 2022 para cada escenario de curva de crecimiento (SCRS/2022/093). Los ajustes de la varianza de los componentes de los datos de talla siguieron el método de Francis (2011).

La relación stock-reclutamiento siguió una función Beverton-Holt con el reclutamiento virgen ( $R_0$ ) estimado libremente a través de un rango de inclinación fija y una desviación de reclutamiento anual ( $\sigma_R = 0,4$ ). Se utilizaron los valores de inclinación iniciales definidos por el Grupo ( $h = 0,7, 0,8$  y  $0,9$ ). Se realizaron ensayos para los nueve escenarios de la matriz de incertidumbre, como resultado de: Tres valores de inclinación y tres casos de crecimiento/mortalidad natural por edad (**Tabla 13**). Sin embargo, sobre la base de los diagnósticos y los ajustes del modelo, se eliminó el eje de inclinación de 0,9 de la cuadrícula de incertidumbre y se consideró en su lugar un valor de inclinación de 0,6. El examen de los diagnósticos del modelo se hizo siguiendo a Carvalho et al., 2021.

### 3.2.2 Modelos de producción excedente (JABBA)

Los modelos basados en el marco JABBA utilizaron los datos de capturas totales de la pesquería desde 1952 hasta 2020 proporcionados por la Secretaría de ICCAT. Los índices de abundancia relativa estuvieron disponibles durante la Reunión de preparación de datos de listado de 2022 en forma de series temporales de CPUE estandarizadas. Estos índices cubren varios periodos y representan distintos artes de pesca y flotas que operan en el stock de W-SKJ. Los índices utilizados fueron BRA BB Past, BRA BB Present, BRA HL, USA LL y VEN PS. Los coeficientes de variación (CV) de todos los índices se escalaron a una media de 0,25.

Las especificaciones del modelo se basaron en la matriz de incertidumbre definida en la reunión de preparación de datos de listado de 2022, que dio lugar a nueve escenarios distintos. Estos escenarios incorporan tres variaciones en los parámetros de crecimiento, tal y como se indica en Anón (2022), y tres valores de inclinación (0,7, 0,8 y 0,9). Todos los modelos se aplicaron utilizando una función de producción de Pella y Tomlinson (**Tabla 14**). Las distribuciones previas de  $K$  se mantuvieron como no informativas, tal y como se hizo en la evaluación de listado de stock de 2014 (ICCAT, 2014). Para  $K$ , se implementó una distribución lognormal utilizando la opción "range" de JABBA. Los valores inferiores y superiores oscilaron entre 50.000 t y 200.000 t, lo que dio como resultado un valor medio aproximado de 106.190 t y un CV del 36 %. Las distribuciones previas de  $r$  se desarrollaron con un enfoque de modelo en equilibrio estructurado por edad (ASEM) que utiliza simulaciones de Monte-Carlo y el correspondiente parámetro de forma asociado de una función de producción de Pella-Tomlinson (Winker et al., 2019b). Los parámetros de stock utilizados como entradas para los modelos ASEM incluían la configuración de la matriz de incertidumbre citada anteriormente y presentada en la **Tabla 15**. Para todos los escenarios se definió la misma distribución previa de la merma inicial ( $\phi = B_{1952}/K$ ) mediante una distribución beta con una media = 0,93 y un CV del 5 %. Todos los parámetros de capturabilidad se formularon como distribuciones previas uniformes no informativas. El error del proceso de  $\log(B_y)$  en el año  $y$  y para todos los escenarios se definió mediante una distribución gamma inversa con parámetro de forma igual a 0,01 y un parámetro de tasa igual a 0,01.

JABBA se implementa en R (equipo de desarrollo de r, <https://www.r-project.org/>) con la interfaz JAGS (Plummer, 2003) para estimar las distribuciones posteriores bayesianas de todas las cantidades de interés por medio de una simulación de las cadenas de Markov Monte Carlo (MCMC). El modelo JAGS se ejecuta en R utilizando la función envolvente *jags* de la biblioteca R *r2jags* (Su y Yajima, 2012), que depende del paquete *rjags* R. En este estudio se utilizaron tres cadenas MCMC. Cada modelo se ejecutó para 30.000 iteraciones, muestreadas con un período de prueba de 5.000 para cada cadena y una tasa de filtrado de cinco iteraciones. Los diagnósticos básicos de la convergencia del modelo incluyeron la visualización de las cadenas MCMC mediante diagramas MCMC, así como las pruebas de diagnóstico de Heidelberger y Welch (1992) y Geweke (1992) y Gelman y Rubin (1992), tal y como fueron implementados en el paquete coda R (Plummer et al. 2006).

Se proporcionaron diagnósticos del modelo para evaluar sus ajustes, incluyendo las pruebas de ensayos de residuos, los patrones retrospectivos y la habilidad de predicción de la simulación retrospectiva. Para comprobar el sesgo sistemático en las estimaciones del estado del stock, se realizó también un análisis retrospectivo eliminando sistemáticamente un año de datos cada vez de forma secuencial durante un periodo de ocho años ( $n = 8$ ), a esto le siguió un reajuste del modelo tras cada eliminación de datos y una comparación de las estimaciones de biomasa, mortalidad por pesca,  $B/B_{RMS}$ ,  $F/F_{RMS}$ ,  $B/B_0$  y RMS con el modelo de referencia ajustado a toda la serie temporal de datos. Para comparar el sesgo retrospectivo entre modelos, se calculó el estadístico rho ( $\rho$ ) de Mohn (1999), utilizando la formulación definida por Hurtado-Ferro et al. (2014). Se aplicó una técnica de validación cruzada de la simulación retrospectiva (HCXval) sin modelo de Kell et al. (2016), en la que las observaciones se comparan con sus valores futuros predichos de CPUE calculando el error medio absoluto escalado (MASE) propuesto por Hyndman y Koehler (2006), que escala el error medio absoluto de los residuos de la predicción a una predicción de nivel de referencia ingenuo, donde se dice que una "predicción" tiene "capacidad" si mejora el pronóstico del modelo cuando se compara con el nivel de referencia ingenuo.

Por último, se llevaron a cabo análisis de sensibilidad basados en la adición interactiva gradual de la inclusión de las series de CPUE una a una tomando como BRA BB Past y BRA BB (**Tabla 17**). Basándose en estos análisis de sensibilidad, durante la reunión se presentó un nuevo ensayo del modelo utilizando el escenario S05 ( $h=0,8$  y  $r \sim$  lognormal [0,44; 0,184]) como caso de referencia que incluía una medida ponderada entre los índices de abundancia asumiendo cada una de las representatividades respectivas sobre el total de capturas.

## 4 Resultados del estado del stock

### 4.1 Stock oriental

#### 4.1.1 Modelo estadísticamente integrado, Stock Synthesis

##### *Diagnósticos de ajuste y convergencia del modelo Stock Synthesis*

El caso de referencia preliminar desarrollado para el listado del Atlántico oriental mostró inestabilidad en algunos de los análisis de diagnóstico. El modelo mostró una convergencia aceptable de  $2,7e-05$ , inferior al objetivo de 0,0001.

Pero el análisis de la fluctuación mostró que el modelo converge en mínimos locales cuando se cambian los valores de partida

El caso de referencia preliminar incluía tanto el índice de la boya con ecosonda como la CPUE estandarizada de la pesquería de cerqueros sobre DCP que no son de su propiedad, tal y como se acordó durante la reunión de preparación de datos de 2022. Sin embargo, estos dos índices muestran una tendencia diferente: el índice de boyas con ecosonda aumenta mientras que la CPUE de la pesquería de cerqueros sobre DCP no lo hace. Ninguna de las pruebas de diagnóstico aplicadas a los índices mostró un patrón aleatorio en los residuos. Por lo tanto, el Grupo acordó considerar ambos índices por separado e incluirlos como un eje de la tabla de incertidumbre final.

En el modelo de referencia preliminar, las desviaciones del reclutamiento se estimaron a partir de 1990, cuando la flota de cerco FOB/DCP inicia oficialmente sus operaciones y se dispone de la mayoría de los datos de composición por tallas. Sin embargo, el modelo de referencia preliminar sólo cuenta con datos de índices a partir de 2010 y, por tanto, el Grupo decidió añadir el índice del cebo vivo canario desde 1980 hasta 2013. Sin embargo, en la reunión de preparación de datos de 2022, el Grupo acordó utilizar los índices históricos de cebo vivo (incluida la CPUE de cebo vivo de Canarias) sólo para un caso de continuidad. No obstante, la inclusión del índice de cebo vivo canario mostró una tendencia más plausible en el efecto de las extracciones sobre la SSB. El índice de cebo vivo de Canarias superó la prueba de residuos aleatorios y también mejoró el patrón retrospectivo general del modelo. Sin embargo, el modelo seguía sin ser capaz de predecir ninguno de los índices recientes (boyas con ecosonda y Vast) en los análisis de diagnóstico de simulación retrospectiva ( $MASE > 1$ ), incluso al considerarlos por separado. El Grupo acordó utilizar el índice de cebo vivo de Canarias en el modelo.

Los resultados del modelo preliminar mostraron una desviación positiva del reclutamiento a partir de 2010, cuando los desembarques comienzan a aumentar hasta los desembarques históricos más altos observados en 2018. Esto ocurrió incluso cuando sólo se incluyó la CPUE de cerqueros FOB/DCP, que no muestra una tendencia creciente. Además, el patrón retrospectivo también muestra la inestabilidad de la estimación de  $R_0$ . En consecuencia, los valores estimados de  $R_0$  aumentan cada año cuando se dispone de nuevos datos. Estas tendencias en las desviaciones del reclutamiento y las estimaciones de  $R_0$  podrían explicarse, por ejemplo, por la expansión espacial del esfuerzo pesquero y/o por cambios en la productividad del stock que no se tienen en cuenta en la configuración actual del modelo. Se implementó un análisis del modelo de producción estructurado por edad (ASPM) en SS3 y los resultados muestran que la tendencia de la biomasa está impulsada principalmente por las desviaciones del reclutamiento dentro de la estructura actual del modelo.

La flota de palangre es la única con una selectividad asintótica logística. La serie temporal de la composición por talla mostró una tendencia creciente en la talla media de la captura. Por lo tanto, sólo se consideraron los datos del periodo relativamente estable de 2003 en adelante. Sin embargo, estos cambios en la distribución de tallas afectan a las estimaciones de selectividad y podrían ser la causa de parte de la inestabilidad del modelo. Por ello, el Grupo acordó fijar la selectividad de la flota de palangre.

El Grupo también exploró la opción de estimar las desviaciones del reclutamiento sólo después de 2010 para evitar las desviaciones positivas del reclutamiento al final de la serie temporal. Esta opción condujo a una estimación muy inestable de los parámetros del modelo.

Aunque ninguno de los ensayos preliminares o adicionales probados durante la reunión fue aceptado como caso de referencia, los resultados de diagnóstico de estos intentos se comunican en el documento SCRS/2022/095. El Grupo convino en que es necesario seguir trabajando para conseguir un modelo o modelos más sólidos y estables.

#### *4.1.2 Modelos de producción excedente, JABBA y MBP*

##### *Resultados de JABBA, diagnósticos del modelo y convergencia*

Los ajustes del modelo a cada uno de los cinco índices estandarizados de CPUE se muestran en la **Figura 11** para cada uno de los nueve escenarios de la matriz de incertidumbre. Para todos los escenarios, el comportamiento de los ajustes del modelo parecía estar regido por el patrón observado en los índices DAK BB Past y EU PS VAST. La variabilidad observada en los demás índices, así como la escasa señal de los índices de series temporales largas y relativamente planas, no se ajustan bien en los modelos.

En la **Figura 12** se muestran los resultados de las pruebas de los ensayos de residuos logarítmicos para cada CPUE y cada escenario. Los paneles verdes indican los índices de CPUE que superaron las pruebas de los ensayos sin evidencias de patrones de residuos no aleatorios ( $p > 0,05$ ) y los paneles rojos indican una prueba fallida. Además, la zona sombreada interior muestra los límites de 3 sigmas en torno a la media global, tal como proponen Anhoj y Olesen (2014), y los círculos rojos identifican cada año específico en el que los residuos son mayores que el límite del umbral. En todos los escenarios, se observaron los mismos patrones con un comportamiento fallido en el procedimiento de diagnóstico de la prueba de ensayos para casi todos los índices, con excepción del índice AZO BB Past en todos los escenarios y el índice EU PS VAST en el escenario S03 (**Figura 12**). En general, la bondad de los ajustes fue comparable entre todos los escenarios, con estadísticas de **RMSE** que oscilan entre el 83,1% y el 85,6% (**Figura 13**). Este patrón muestra algunas de las tendencias contradictorias entre los índices.

Las medianas de las distribuciones posteriores marginales para  $K$  oscilaron entre 1.080.736 t (S03) y 1.699.609 t (S07) (**Tabla 18**). Los valores para los ratios de la mediana de la distribución posterior y la distribución previa (PPMR) y de la varianza (PPVR) estimadas para el parámetro  $K$  indicaron que este parámetro fue informado por los datos de entrada del modelo en todos los escenarios. Sin embargo, no se observaron reducciones en la precisión (por ejemplo, el error estándar) de las distribuciones posteriores en comparación con las distribuciones previas definidas para este parámetro. En el caso de  $r$ , las medianas de las distribuciones posteriores marginales oscilaron entre 0,397 (S07) y 1,014 (S03). En general, los valores de PPMR y PPVR estimados para  $r$  muestran que las distribuciones previas de entrada definieron el comportamiento de las distribuciones posteriores como se esperaba. Este patrón era menos evidente para los escenarios S01, S02 y S03 (**Figura 14**).

Los resultados de un análisis retrospectivo de ocho años aplicado al escenario S05 mostraron un patrón retrospectivo insignificante (**Figura 15**). El rho de Mohn estimado para todas las cantidades de stock se situó dentro del rango aceptable de -0,15 y 0,20 (Hurtado-Ferro et al., 2014; Carvalho et al., 2017) lo que confirmó la ausencia de un patrón retrospectivo indeseable en el modelo. Los resultados de la validación cruzada de la simulación retrospectiva para todos los índices actualizados muestran predicciones dentro de los límites del intervalo de confianza del 95 %, lo que sugiere una buena capacidad de predicción para el escenario S05 (**Figura 16**), excepto para el índice EU Echosounder que presentó algunas predicciones fuera de los límites del intervalo de confianza del 95 %. El error medio absoluto escalado (MASE) estimado fue superior al nivel de referencia ( $MASE > 1$ ) para los dos índices evaluados, lo que indica que las previsiones medias del modelo no son mejores que una predicción de línea de base ingenua como un proceso de desarrollo aleatorio (Carvalho et al., 2021).

Los resultados del análisis de sensibilidad basado en la inclusión de índices progresivos hacia delante en el modelo se muestran en la **Figura 17**. Estos resultados mostraron algunos comportamientos distintos con respecto a las trayectorias generales estimadas con la adición de un índice adicional. La tendencia general y el patrón observado al principio de la serie fueron similares en todos los modelos, el cambio más significativo se observa al final de la serie temporal para todas las cantidades (Biomasa,  $B/B_0$ ,  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$ ). El modelo con sólo el índice EU PS VAST mostró la tendencia más pesimista, mientras que la inclusión gradual de los demás índices en el modelo tendió a hacer que los resultados fueran más optimistas con cada interacción.

Sin embargo, aunque el modelo mostró una convergencia estadística en todos los escenarios ajustados, el conflicto en las tendencias observadas entre las series de abundancia relativa, así como las desviaciones del error del proceso (**Figura 15**), llevaron al Grupo a recomendar la continuación del desarrollo del modelo o modelos de evaluación de JABBA para el stock de E-SKJ de acuerdo con el plan de trabajo descrito en la sección 8.

#### *Resultados del MPB, convergencia y diagnósticos del modelo*

El Grupo debatió un posible caso de referencia utilizando los índices de captura total y de abundancia de los buques de cebo vivo de las Azores, de los cerqueros de la Unión Europea (VAST) y del índice de ecosonda, con el modelo partiendo en 1990 de un estado inicial del 85 % de  $B_0$ . El caso de referencia mostró un ajuste relativamente pobre a los índices disponibles (**Figura 18**) y estabilidad en el análisis retrospectivo para las eliminaciones de 1 a 3 años, pero fue inestable cuando se eliminaron 4 o más años (**Figura 19**). Se presentaron al Grupo diagnósticos adicionales, lo que incluye la función de producción (**Figura 20**) y el perfil de verosimilitud para la tasa de crecimiento intrínseco (**Figura 21**). Se evaluaron ensayos adicionales para explorar i) la inclusión del índice de la ratio rabil/listado (Abascal *et al.*, 2022), ii) la separación de los índices VAST y de ecosonda en diferentes ensayos y iii) un punto de partida diferente para la biomasa en 1990 (**Figura 22**). Los nuevos ensayos sugieren que el índice VAST es necesario para garantizar la convergencia y estimar valores realistas del RMS (**Tabla 24**).

En general, la falta de estabilidad del modelo suscitó preocupación y el Grupo observó que las señales contradictorias de aumento de las capturas y de índices estables o crecientes en los últimos años podrían ser difíciles de conciliar dentro del modelo MPB. Por lo tanto, el Grupo acordó no utilizar los resultados del MPB para proporcionar el estado de los stocks y asesoramiento en materia de ordenación.

#### 4.1.3 Síntesis de los resultados de la evaluación

Como el Grupo no pudo desarrollar un modelo de referencia para el stock oriental de listado en la reunión, se acordó seguir trabajando en el periodo intersesiones como se describe en la sección 8.

### 4.2 Stock occidental

#### 4.2.1 Modelo estadísticamente integrado, Stock Synthesis

Tras presentar la configuración provisional del modelo (descrita en la sección 3.2.1), el Grupo decidió mantener el crecimiento/M por edad de la matriz de incertidumbre. Pero, como la curva de rendimiento no estaba bien determinada con un nivel de inclinación de 0,9, el Grupo acordó modificar los valores del nivel de inclinación en la matriz de incertidumbre a  $h = 0,6, 0,7$  y  $0,8$  para el stock de W-SKJ. Se observó que esto es coherente con la hipótesis de que la productividad general del stock occidental de listado es menor en comparación con el stock oriental de listado, al menos basándose en las capturas históricas (Evans *et al.*, 1981). Se probaron algunas alternativas de diferentes años para estimar las desviaciones del reclutamiento y el Grupo acordó restringir las estimaciones de las desviaciones del reclutamiento a partir de 1993 (originalmente estimadas a partir de 1980), cuando se dispone de las composiciones por talla de las principales flotas pesqueras. La restricción de la estimación de las desviaciones del reclutamiento entre 1993 y 2018 dio lugar a un descenso menos pronunciado de la biomasa reproductora a principios de 1980, lo que respondió a una preocupación planteada por el Grupo en la configuración original del modelo. El Grupo acordó un caso de referencia del modelo utilizando el nivel de crecimiento/M por edad del cuantil 0,5, la inclinación de 0,7 y las desviaciones del reclutamiento estimadas de 1993 a 2018.

El caso de referencia del modelo Stock Synthesis muestra estabilidad en la verosimilitud logarítmica con diferentes valores de partida (**Figura 23**). El gradiente final del modelo fue de  $4.7e-05$ , inferior al objetivo de 0,0001, y se consideró aceptable para la convergencia del modelo, sobre todo porque la solución era estable en diferentes valores de los parámetros iniciales. Los 50 ensayos del modelo sometido a ligeras variaciones convergieron, y 47 de los ensayos del modelo dieron como resultado el mismo valor total de estimación de la verosimilitud negativa que el ensayo base (365 unidades de verosimilitud), y 3 ensayos del modelo tuvieron mayores valores totales de verosimilitud negativa. El modelo sometido a ligeras variaciones fue robusto frente a los valores iniciales de los parámetros y no dio pruebas de que el modelo convergiera a mínimos locales de la función objetivo en lugar de al mínimo global.

El modelo mostró un ajuste generalmente bueno a los índices y mostró ajustes aceptables a la composición por tallas para todas las flotas pesqueras, excepto para los años entre 2010 y 2016 para la flota pesquera BB\_West (**Figura 24**). Los patrones residuales de los índices y los ajustes de talla fueron en general buenos. Las desviaciones estimadas de la curva stock-reclutamiento (es decir, las desviaciones del reclutamiento) indicaron una alta variabilidad en el reclutamiento de año en año (**Figura 25**), con desviaciones positivas de 1994 a 1999, un aumento y una disminución dinámicos de 2000 a 2013, seguidos de una disminución significativa en 2014 y 2015, y seguidos de desviaciones negativas pero más cercanas a la media en 2016 y 2017.

En general, los diagramas de residuos conjuntos para el caso de referencia mostraron un patrón aleatorio para los residuos de los ajustes a los índices para todas las flotas con algunos valores atípicos para las flotas HL\_RR y LL\_USMX ( $>1$  o  $<-1$ ), pero sin un impacto significativo en el patrón general (**Figura 16**). Se observó una tendencia negativa en los residuos al principio de la serie temporal del índice BRA\_BB\_hist. Los residuos de los ajustes de composición por tallas también mostraron un patrón aleatorio para todas las flotas, sin datos atípicos evidentes (**Figura 26**).

El análisis retrospectivo para el modelo de referencia funcionó relativamente bien (**Figura 27**), quedando todos dentro de los intervalos de confianza de los diferentes ensayos y sin mostrar ninguna tendencia discernible. La escala de la SSB aumentó, pero la tendencia general se mantuvo cuando se eliminaron los datos de 4 y 5 años (**Figura 27**). Los valores rho de Mohn estimados para SSB (0,01) y F (0,06) se encontraban dentro del rango aceptable de -0,15 y 0,20 (Hurtado-Ferro *et al.*, 2014; Carvalho *et al.*, 2017), lo que confirmaba la ausencia de un patrón retrospectivo indeseable en el modelo.

El análisis de la capacidad de predicción para el caso de referencia mostró que todos los índices de CPUE y composiciones por tallas recientes incluían al menos una observación que se encuadraba dentro del periodo de evaluación retrospectiva 2015-2019 (**Figuras 28 y 29**). Las puntuaciones MASE > 1 para el índice de las dos flotas principales PS\_West y BB\_West indicaban una menor capacidad de predicción. En general, las composiciones por tallas tienen mejor capacidad de predicción que los índices.

En la **Tabla 19** se facilita una lista de los parámetros del modelo, lo que incluye los valores estimados y sus errores estándar asintóticos asociados, los valores iniciales de los parámetros, los valores mínimos y máximos, las distribuciones previas, si se han utilizado, y si el parámetro se ha fijado o estimado. Dado que la inclinación (*h*) y sigmaR de la curva Beverton-Holt se fijaron, el principal parámetro de productividad estimado en Stock Synthesis fue el nivel medio de reclutamiento de edad 0 en la biomasa reproductora de equilibrio sin pesca (R0).

La serie temporal estimada de SSB para el caso de referencia indicó que el stock disminuyó desde finales de la década de 1970 hasta principios de la década de 1980 y se mantuvo en niveles relativamente bajos durante el período comprendido entre mediados de la década de 1980 y mediados de la década de 1990. Tras un aumento inmediato a mediados de la década de 1990, el stock se mantuvo en torno a las 100 o 130 mil toneladas hasta 2015. Se observó una fuerte disminución de la SSB desde 2015 hasta el nivel histórico más bajo en 2019 y 2020 (**Figura 30**).

Basándose en el caso de referencia, el Grupo examinó los resultados de los nueve modelos de la matriz de incertidumbre. En general, en todos los resultados de la matriz de incertidumbre, los cuantiles de los vectores de crecimiento/M (G/M) más altos (0,75) estimaron los descensos más drásticos de la biomasa reproductora desde los primeros años de la serie temporal (colores más cálidos en la **Figura 31**) y la biomasa reproductora más baja en los períodos recientes. Por el contrario, los cuantiles G/M más pequeños (0,25) estimaron los menores descensos de la SSB y la mayor biomasa reproductora en los últimos períodos. Dentro de cada cuantil G/M, cuanto mayores son los valores de inclinación, menores son las escalas de la biomasa reproductora (**Figura 31**). En cuanto a los reclutas a la edad 0 (**Figura 32**), el cuantil G/M más grande estimó un número menor de reclutas y una variación más pequeña a lo largo de la serie temporal. El cuantil G/M más grande estimó un mayor número de reclutas de edad 0 (casi el doble) y una mayor variación en la serie temporal.

Si se considera solo el nivel del cuantil 0,75 del vector de crecimiento/M de la matriz de incertidumbre, el stock alcanzó un estado de sobrepescado ( $SSB/SSB_{RMS} < 1$ ) para los tres valores de inclinación (**Figura 33**), impulsado en parte por las estimaciones de los bajos reclutamientos recientes. Para los demás ejes de la matriz de incertidumbre, el stock nunca estuvo sobrepescado. Por otro lado, el stock no presentaba una sobrepesca continua en toda la matriz de incertidumbre (**Figura 14**). Los valores más altos de  $F/F_{RMS}$  se estimaron para el cuantil 0,75 del vector de crecimiento/M.

#### 4.2.2 Modelo de producción excedente, JABBA

El SCRS/2022/099 presentaba un modelo bayesiano de producción excedente espacio-estado para el stock occidental de listado, basado en nueve escenarios distintos derivados de la matriz de incertidumbre propuesta durante la Reunión de preparación de datos de listado. Los diagnósticos indicaron que el modelo convergía según los diagnósticos de convergencia de Heidelberger y Welch (1992), Geweke (1992) y Gelman y Rubin (1992). Para las pruebas de ensayo aplicadas a los índices, todos los escenarios fallaron para los índices BRA BB Present, BRA HL y VEN PS, y todos los escenarios pasaron la prueba de ensayo para los ajustes a los índices BRA BB Past y USA LL. Las estadísticas de bondad de ajuste fueron comparables entre todos los escenarios, ya que las estadísticas de RMSE oscilaron entre el 42,1 % y el 42,7 %. Además, las desviaciones anuales del error de proceso estimadas para todos los escenarios mostraron un patrón estocástico similar sin una tendencia clara, tendiendo alrededor del cero y con intervalos de confianza del 95 % que cubren el valor cero, lo que sugiere que no hay evidencia de especificación errónea estructural del modelo. Los análisis retrospectivos no indicaron patrones retrospectivos graves según el rango propuesto por

Hurtado-Ferro *et al.* (2014). Por último, las puntuaciones MASE de los modelos retrospectivos basados en S05 indicaron que las predicciones eran peores que la predicción ingenua ( $MASE > 1$ ) para los índices BRA\_BB\_Present, VEN PS y BB HL.

Los resultados de los modelos indicaron que las medianas de las distribuciones posteriores marginales para  $K$  oscilaban entre 121.544 t (S03) y 208.597 t (S07), y para  $r$  oscilaban entre 0,443 (S07) y 1,054 (S03). El rango de las estimaciones de la mediana de RMS fue estrecho entre los nueve escenarios, alcanzando el valor más bajo en el escenario S07 (32.716 t) y el más alto en el escenario S03 (40.152 t) (**Tabla 20**). Además, las medianas marginales posteriores para la  $B_{RMS}$  variaron entre 50.945 t (S02) y 79.276 t (S07) y las estimaciones de  $F_{RMS}$  mostraron una pequeña variación entre los nueve escenarios, con valores medianos que variaron entre 0,414 (S07) y 0,799 (S03) (**Tabla 20**).

En general, todos los escenarios mostraron una tendencia similar para las trayectorias de  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  a lo largo del tiempo (**Figuras 35 y 36**). La trayectoria de  $B/B_{RMS}$  mostró un fuerte descenso a partir del año 1980 y una posterior tendencia estable desde 1984 hasta 2020. El Grupo debatió que una de las explicaciones de esta estabilidad entre 1984 y 2020 podría estar relacionada con el patrón plano observado en el índice más extenso utilizado en el modelo (índice VEN PS). La trayectoria de  $F/F_{RMS}$  mostró una tendencia fuertemente creciente en el mismo año en que se observó un descenso en la trayectoria de  $B/B_{RMS}$ , y a partir de ese periodo un ligero descenso hasta el final de la serie temporal (**Figuras 35 y 36**). El Grupo debatió que el abrupto aumento de  $F/F_{RMS}$  después de 1980 coincidió con el inicio de las operaciones de la flota brasileña de cebo vivo sobre este stock.

El análisis de sensibilidad basado en la adición interactiva gradual de cada serie de CPUE mostró que la trayectoria del modelo al final de la serie temporal era sensible a la inclusión de la CPUE de VEN PS (**Figura 38**). Teniendo en cuenta esto, durante la reunión se elaboró un modelo revisado basado en el S05 ( $h=0,8$  y  $r \sim \text{lognormal}[0,44; 0,184]$ ) que ponderaba los índices de abundancia en función de la representatividad respectiva de cada flota de las capturas totales. El Grupo decidió seguir adelante con la elaboración del modelo revisado de JABBA.

Este nuevo modelo ponderado produjo estimaciones puntuales de biomasa por encima de la  $B_{RMS}$  (estimación de la mediana 62.965 t, CI del 95 %: [45.341 t - 93.770 t]) para casi toda la serie temporal, concluyendo en 2020 con una estimación puntual de la mediana de  $B/B_{RMS} = 1,2$  (CI del 95 %: [0,495 - 2,187]; **Figura 39**). Los valores inferiores de los intervalos de confianza del 95 % de  $B/B_{RMS}$  fueron inferiores a 1 para la mayoría de los años entre 1980-2020. Las estimaciones puntuales de la mediana de la mortalidad por pesca también se situaron sistemáticamente por debajo de  $F_{RMS}$  (estimación de la mediana 0,503 [0,356 - 0,722]; **Figura 40**). En 2020, la  $F/F_{RMS}$  se estimó en 0,448 [0,191 - 1,389]. A la hora de considerar los intervalos de confianza del 95 % para la totalidad de la serie temporal, había cierta probabilidad de que  $F/F_{RMS} > 1$  en la última parte de la serie temporal. La estimación de RMS de este modelo fue de 31.353 t [24.848 t - 46.494 t].

El Grupo observó que las estimaciones del estado del stock a partir del modelo JABBA coinciden con el estado del stock estimado mediante el modelo Stock Synthesis. Sin embargo, el Grupo decidió no utilizar los resultados del modelo de producción excedente para proporcionar asesoramiento en materia de ordenación.

#### 4.2.3 Síntesis de los resultados de la evaluación

**Nota:** Dado el escaso tiempo disponible en la reunión de evaluación de stock, el Grupo subraya que los resultados incluidos en esta sección se consideran casi definitivos, pero aún requieren una revisión final antes de ser adoptados. Sin embargo, el Grupo no espera que se produzcan cambios sustanciales antes de la adopción final en la reunión de septiembre del Grupo de especies de tónidos tropicales.

El Grupo comparó los resultados de los dos modelos de evaluación considerados para el stock del Atlántico occidental (Stock Synthesis y JABBA). Las tendencias anuales de la biomasa total ( $B$ ),  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  producidas por los modelos sugerían una dinámica de la población similar (**Figura 41**). Esto es lo que se espera cuando los datos son informativos, y los modelos se especifican de forma similar. Todos los modelos sugerían un fuerte descenso de la biomasa del stock a medida que aumentaba la mortalidad por pesca ( $F$ ) a finales de la década de 1970 y la década de 1980. El Grupo consideró si el aumento de las capturas que se produjo durante ese tiempo (se multiplicó por siete, de aproximadamente 5.000 t a 35.000 t) era suficiente para producir este precipitado descenso y acordó que sí. El Grupo también observó que el estado del stock en los últimos años era similar en todos los ensayos del modelo considerados. Con los supuestos del caso de referencia relativos a  $M$  y a la inclinación, todos los modelos indicaron que el listado occidental no experimenta actualmente sobrepesca ( $F < F_{RMS}$ ) y no está sobrepescado ( $B > B_{RMS}$ ).

La diferencia más significativa entre los modelos fue la biomasa inicial no explotada ( $B_0$ ). El modelo de producción excedente (JABBA) no está estructurado por edad y estimó una  $B_0$  más baja y un mayor tamaño del stock, en relación con la  $B_0$ , necesaria para apoyar el rendimiento máximo sostenible (RMS). El modelo estructurado por edad (Stock Synthesis) sugiere una  $B_0$  superior y produce el RMS a un nivel superior de merma (es decir,  $B_{RMS}$  es inferior al 25 % de  $B_0$ ). El Grupo convino en que este resultado era de esperar si se tiene en cuenta que JABBA es un modelo de producción excedente que no incluye la dinámica del ciclo vital específico de la edad. Stock Synthesis es un modelo estructurado por edad que incluye funciones del ciclo vital específico de la edad. El ciclo vital del listado sugiere que se trata de un stock altamente productivo con una madurez completa a la edad de 1 año.

Dada la similitud de los resultados de los modelos JABBA y Stock Synthesis, y las ventajas de las configuraciones de los modelos estructurados por edad (por ejemplo, la inclusión de funciones del ciclo vital específico de la edad, la facilitación de la MSE multiespecífica, la capacidad de explorar los impactos de la selectividad que varía en el tiempo y/o la asignación de la flota), el Grupo decidió utilizar únicamente los resultados del modelo Stock Synthesis en el desarrollo del asesoramiento en materia de ordenación a partir de la matriz de incertidumbre utilizada para cuantificar las principales fuentes de incertidumbre científica. Se incluyeron nueve ensayos de Stock Synthesis en la matriz, explorando la incertidumbre en los parámetros de crecimiento que dieron como resultado el crecimiento/mortalidad natural ( $M$ ) y la productividad del stock (inclinación,  $h=0,7, 0,8$  y  $0,9$ ).

<b>Parameter</b>	<b>Value 1</b>	<b>Value 2</b>	<b>Value 3</b>	<b>Value 4</b>	<b>Value 5</b>	<b>Value 6</b>	<b>Value 7</b>	<b>Value 8</b>	<b>Value 9</b>
<b>Steepness</b>	0.7	0.7	0.7	0.8	0.8	0.8	0.9	0.9	0.9
<b>Growth param quantile</b>	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75

Los patrones anuales de la mediana de SSB, reclutamiento,  $SSB/SSB_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  fueron similares para los nueve modelos, aunque la magnitud absoluta de las estimaciones varió considerablemente (**Figura 42**). El estado actual del stock dependía de la mortalidad natural y la inclinación asumidas. Los tres ensayos del modelo con la  $M$  más baja (en el percentil 75 de la distribución de los parámetros de crecimiento) indicaron la mayor merma (SSB cerca o por debajo de  $SSB_{RMS}$ ), pero ninguno de los modelos considerados sugirió que se hubiera producido una sobrepesca recientemente ( $F < F_{RMS}$ ). Todos los modelos indicaron que el reclutamiento del stock occidental ha estado por debajo de la media desde aproximadamente 2015.

La incertidumbre en el estado actual del stock se cuantificó utilizando el enfoque de Monte-Carlo multivariante lognormal (MVLN) con 20.000 iteraciones (Walter y Winker, 2019) para cada uno de los casos de la matriz de incertidumbre (**Figura 43** y **Tabla 21**). El Grupo debatió si el número de ejes en la matriz de incertidumbre es suficiente para estimar la distribución de probabilidad del estado del stock. Una inspección visual de la "forma de plátano" del diagrama de Kobe, así como las proyecciones deterministas, reflejan la correlación esperada entre la biomasa relativa y la mortalidad por pesca relativa (véase la sección 5.2).

El diagrama de Kobe resultante indica que es probable que el stock se encuentre en un estado saludable (cuadrante verde; 81,1 % de probabilidad) y que el stock no está sobrepescado ( $SSB/SSB_{RMS} = 1,38$ ) ni sufre sobrepesca ( $F/F_{RMS} = 0,48$ ). Existe una pequeña, pero no insignificante, probabilidad de que el stock esté sobrepescado (cuadrante amarillo; 13,4 %) o que esté sobrepescado y sufriendo sobrepesca (cuadrante rojo; 5,5 %). Los tres modelos con la menor  $M$  asumida por edad (Qnt75) fueron los menos optimistas con respecto al estado del stock y produjeron estimaciones de la mediana de SSB por debajo del nivel que permite el RMS ( $SSB/SSB_{RMS}$  entre 0,78-0,90). Los modelos con una  $M$  inferior produjeron estimaciones de SSB por encima de  $SSB_{RMS}$  ( $SSB/SSB_{RMS}$  entre 1,25-2,25). Ningún modelo indicó que la mediana de  $F$  en 2020 fuera superior a  $F_{RMS}$  (la mediana de  $F/F_{RMS}$  osciló entre 0,22-0,81 de  $F_{RMS}$ ). La estimación media global de RMS producida a partir de la matriz de incertidumbre fue de 35.277 t. Las estimaciones individuales del modelo oscilaron entre 28.444 t y 46.340 t.



## 5. Proyecciones de la matriz de Kobe para los stocks de listado

### 5.1 Stock oriental

El Grupo acordó finalizar los resultados de la evaluación del stock de listado oriental y también acordó discutir las configuraciones de la proyección en la reunión intersesiones informal de julio (véase la sección 8 del plan de trabajo), si los resultados de la evaluación del stock se consideran adecuados para las proyecciones. Las proyecciones y las matrices de estrategia de Kobe 2 resultantes se revisarán en la reunión de septiembre del Grupo de especies y se considerarán como base para el asesoramiento en materia de ordenación. Para facilitar los ejercicios de proyección en el periodo intersesiones por adelantado, el Grupo acordó que la hipótesis de las capturas de 2021 y 2022 se fijara en 217.199 t, que es la captura declarada en 2020, mientras que la captura de cerco podría disminuir especialmente en 2022 debido a un menor número de buques activos.

### 5.2 Stock occidental

El Grupo recomendó que el asesoramiento en materia de ordenación final se elaborara a partir de la distribución de las proyecciones de los nueve ensayos de Stock Synthesis (combinación de  $h$  [0,6, 0,7 o 0,8] y  $Qnt$  [25, 50 o 75]) de la matriz de incertidumbre. El Grupo acordó realizar estas proyecciones utilizando las siguientes especificaciones:

- Intervalo de proyección: el Grupo acordó desarrollar proyecciones para el periodo 2021-2040, y producir recomendaciones en materia de ordenación basadas en los resultados de las proyecciones para el periodo 2021-2032.
- A efectos de proyección, las capturas de 2021 y 2022 se fijan en 18.859 t (las capturas declaradas en 2020), a pesar de que el Grupo fue informado de una reciente disminución del esfuerzo pesquero en las principales pesquerías de listado del oeste (BB Brasil).
- Escenarios de capturas: proyección a  $F_{RMS}$  constante, proyecciones de capturas constantes a 0 t, y de 16.000 t a 40.000 t en intervalos de 2.000 t. Deberían realizarse proyecciones adicionales de capturas constantes de 33.000 t y 35.000 t para tener intervalos más cortos a niveles cercanos (pero no superiores) al RMS.
- Reclutamiento: basado en la relación stock-reclutamiento estimada sin desviaciones de reclutamiento.
- Selectividad y contribución relativa de las flotas a las capturas: Para las proyecciones se utilizaron las selectividades estimadas en los últimos años (2018-2020) en el modelo. Las proporciones de las capturas de cada flota se calcularon utilizando la media de los últimos tres años (2018-2020) y se utilizaron para las proyecciones (Tabla 22).
- Las proyecciones se llevaron a cabo utilizando el enfoque de Monte-Carlo multivariante lognormal (MVLN) descrito en Walter y Winker (2019) con 10 000 iteraciones.

Durante la reunión, se presentaron al Grupo los resultados preliminares de las proyecciones utilizando MVLN con 200.000 iteraciones (SCRS/P/2022/031), y se acordó que el equipo de evaluación proporcionará los resultados finales en la reunión informal intersesiones de julio y que se presentará un documento SCRS en la reunión de septiembre del Grupo de especies del SCRS.

Se calcularon las proyecciones de la biomasa reproductora del stock y la mortalidad por pesca en relación con los puntos de referencia  $SSB_{RMS}$  y  $F_{RMS}$  para cada uno de los nueve ensayos de la matriz de incertidumbre de Stock Synthesis para el stock de listado del oeste (Figura 44 para  $SSB$ ). A continuación, se calculó la media de los nueve ensayos para cada año de proyección (Figura 45).

Como resultado de los supuestos realizados para las capturas de 2021 y 2022 y la disminución gradual de la captura después de 2017, la  $SSB/SSB_{RMS}$  aumenta y la  $F/F_{RMS}$  disminuye en el periodo 2021-2022. A partir de 2023, las capturas de 30.000 t o más provocan una disminución de la biomasa reproductora del stock. En esta proyección, la mediana de  $SSB/SSB_{RMS}$  se mantiene por encima de 1,0 en el rango de los escenarios de captura considerados hasta 2032. Sin embargo, el Grupo reiteró que la incertidumbre de las proyecciones aumenta sustancialmente a medida que aumenta el tiempo y que las proyecciones a largo plazo (por ejemplo, más de 5 años) son muy inciertas.

El Grupo observó algunas trayectorias inesperadas de  $SSB/SSB_{RMS}$ , y este podría ser el mismo caso para las proyecciones de patudo y rabil. Stock Synthesis arrojó valores no plausibles para  $F/F_{RMS}$  o  $SSB/SSB_{RMS}$  que consistían, en algunos casos, en tasas de mortalidad por pesca extremadamente grandes asociadas a niveles de biomasa muy pequeños. Para evitar esta conducta de proyección no deseable, se podría utilizar un límite máximo de 9 en  $F/F_{RMS}$  y un mínimo de 0,1 en  $SSB/SSB_{RMS}$  para evitar eficazmente que el stock se colapse por completo durante los ensayos de proyección.

También se examinó una matriz de estrategia de Kobe 2 provisional. El Grupo debatió la posibilidad de utilizar intervalos de captura más cortos para las proyecciones. El SCRS a veces proporciona proyecciones con intervalos de capturas más cortos para ayudar mejor a la Comisión en sus deliberaciones para adoptar los TAC. Sin embargo, el Grupo expresó su preocupación por la utilización de intervalos de TAC más cortos, ya que aumentaría significativamente la cantidad de trabajo de los modeladores y dificultaría la revisión de los nuevos resultados por parte del Grupo en el limitado tiempo disponible. El Grupo sugirió que el SCRS podría proporcionar a la Comisión una metodología sencilla para interpolar los resultados entre los escenarios de captura disponibles. Por último, el Grupo pidió a los modeladores que realizaran la proyección con el nivel de RMS (35.277 t de media en nueve ensayos, **Tabla 21**), que se acerca más a las 35.000 t. Esto se facilitará al Grupo en el periodo intersesiones.

Hubo algunas probabilidades en las proyecciones de que la SSB cayera por debajo del 10 % de la  $SSB_{RMS}$ , lo que corresponde al 1,8 - 2,8 % de la biomasa virgen para los nueve ensayos de la matriz. El Grupo solicitó que también se facilitasen las probabilidades de que la SSB caiga por debajo del 20 % de la  $SSB_{RMS}$ .

## **6. Recomendaciones**

### **6.1. Ordenación**

#### *6.1.1. Stock oriental*

El Grupo acordó que las recomendaciones en materia de ordenación para el stock oriental se elaborarán a partir de los resultados que se presentarán en la reunión intersesiones prevista.

#### *6.1.2. Stock occidental*

El Grupo señala que las capturas recientes han sido inferiores a las anteriores y al RMS, y que ese descenso se debe sobre todo a las menores capturas de las flotas brasileñas. El Grupo observó que los resultados de la evaluación del stock mostraban un menor reclutamiento al final de la serie temporal, que podría ser responsable en parte de los niveles inferiores de captura.

A pesar de los bajos niveles de capturas recientes, el Grupo indicó que el stock de W-SKJ tiene una alta probabilidad de estar en el cuadrante verde de la matriz de Kobe (es decir, no está sobrepescado ni sufriendo sobrepesca).

El Grupo observa que los resultados preliminares de las proyecciones indican que los recientes niveles de capturas son sostenibles y se prevé que aumente el tamaño del stock si el reclutamiento alcanza los niveles previstos por la relación stock-reclutamiento. El Grupo recomienda que las capturas no superen el RMS.

### **6.2. Investigación y estadísticas – incluidas aquellas con implicaciones financieras**

Estas recomendaciones se suman a las incluidas en el informe de la reunión de preparación de datos de listado (febrero de 2022).

- La incertidumbre en la validación de la edad sigue siendo una importante laguna de datos para el listado, las evaluaciones del stock utilizaron tres escenarios de crecimiento para tener en cuenta esta falta de información, que también afectó a las estimaciones de mortalidad natural. Para reducir esta incertidumbre, el Grupo recomendó que se elaborara una colección validada de edades de referencia y una clave de edad estandarizada como datos de entrada para la evaluación del stock. Teniendo en cuenta que un mayor análisis de las muestras de talla del AOTTP

podría contribuir a evaluar los parámetros de crecimiento más apropiados, es necesario comprender mejor la situación actual sobre la determinación de la edad del listado. La continuación de la creación de capacidad en materia de técnicas de laboratorio para la edad y el crecimiento, que comenzó como parte del AOTTP, también podría ayudar a resolver esta laguna de datos, teniendo en cuenta que satisfacer esta necesidad de investigación podría tener implicaciones financieras.

- En la evaluación de stock de listado de 2014, se utilizó el índice de cebo vivo de las islas Canarias como parte del caso de referencia. Por lo tanto, el Grupo recomienda actualizar y estandarizar este índice para su uso futuro en evaluaciones de stock.
- Teniendo en cuenta las dificultades inherentes a la evaluación de stock de listado del este para establecer una matriz que proporcione el estado del stock y asesoramiento en materia de ordenación, el Grupo recomienda que las actividades del AOTTP financiadas por la Comisión consideren el análisis de los datos del AOTTP para aportar información a las evaluaciones de stock de listado (por ejemplo, tasas de explotación, tasas de desplazamiento y de mezcla, etc.).
- Durante la reunión de preparación de datos de 2022, el Grupo recomendó explorar la posible migración del listado entre las líneas divisorias del stock. La investigación para comprender mejor la estructura del stock de listado podría lograrse mediante el análisis de las marcas de listado del AOTTP recuperadas, o la colocación de marcas más convencionales en lugares donde no se dispone de información sobre los movimientos (por ejemplo, de Venezuela al ecuador y las migraciones al norte del stock occidental). Los movimientos a una escala fina y las migraciones verticales de listado podrían evaluarse utilizando marcas electrónicas en ejemplares grandes, lo que podría ayudar a aclarar si existen movimientos entre las líneas divisorias del stock.
- Los resultados de algunos de los ensayos del modelo de evaluación de stock pusieron de manifiesto posibles problemas con la inclinación de la curva stock-reclutamiento. Aunque en otros océanos se utilizan valores similares (0,7-0,9) para el listado, el Grupo recomienda que se investiguen los factores que pueden influir en la inclinación.
- El Grupo debatió que la estructura y las características de la flota utilizadas en la evaluación del stock se ajustan a las utilizadas en otras evaluaciones de stocks de túnidos tropicales. Sin embargo, la pesquería de cerco de listado presenta una variabilidad añadida debido a los cambios en las zonas de pesca y los métodos operativos de los últimos años. El Grupo recomienda que se sigan evaluando los cambios en las pesquerías de cerco de listado y que se estudie la forma de incorporar esos cambios en las futuras evaluaciones de stock.
- En la actualidad, la evaluación de stock no se revisa de forma independiente. Por ello, el Grupo recomienda una revisión independiente de la futura evaluación de stock de listado.
- El Grupo señaló la expansión de la flota de cerco de túnidos tropicales del este hacia el norte y el oeste y debatió las posibles razones de la expansión de los caladeros de cerco que podrían incluir/combinar los siguientes factores: (1) un cambio en la escala espacial de los datos de Tarea 2 (de  $1^{\circ} \times 1^{\circ}$  a  $5^{\circ} \times 5^{\circ}$ ), (2) el aumento del uso de FOB y los cambios relacionados en las prácticas pesqueras [sus consecuencias en términos de conducta de los pescadores] [intercambio de información entre buques] (3) los cambios en el acceso a los caladeros con las diferentes configuraciones de la moratoria de FOB y los acuerdos de pesca y (4) un aumento del tamaño del stock o un cambio en la distribución espacial del stock de E-SKJ (en relación con el uso de DCPd y/o en relación con otros factores como el cambio climático). Por lo tanto, el Grupo recomienda que se examinen estas hipótesis en un futuro próximo.
- El Grupo recomienda continuar la investigación sobre el W-SKJ y su relación y respuesta a los cambios en las condiciones climáticas y/u oceanográficas.

## 7. Respuestas a la Comisión

El Grupo revisó las peticiones de la Comisión que no fueron atendidas o no fueron totalmente atendidas por el SCRS en 2021 (Informe del periodo bienal 2020-2021, Parte I (2020), Vol. 2). La intención era revisar las solicitudes y las respuestas proporcionadas hasta el momento y discutir cómo se van a abordar las cuestiones restantes desde ahora hasta la reunión del SCRS en septiembre:

*21.1 Descartes en las pesquerías de cerco, Rec. 17-01, párrafo 4. El Grupo señaló que esto puede abordarse utilizando la información de los observadores. Sin embargo, se señaló que esta información ya estaba disponible en la Secretaría de ICCAT y podría ser utilizada por el SCRS para informar a la Comisión.*

La Secretaría presentará un resumen de la información disponible en la próxima reunión. La Secretaría informó al Grupo de que tiene previsto resumir los datos de observadores para los tónidos tropicales capturados con los artes de cebo vivo presentados mediante el formulario estadístico **ST09-DomObPrg** y la información se presentará al Grupo durante la reunión del Grupo de especies de septiembre. El Grupo acordó preparar una respuesta a la Comisión basada en la información que facilitará la Secretaría.

*21.4 Pesca con DCP prohibida, Rec. 21-01, párrafo 28. Se informó al Grupo de que el análisis propuesto por el SCRS en 2021 está en curso y los resultados se presentarán al Grupo en septiembre de 2022. Se sugirió incorporar 2021 en el análisis si los datos están disponibles a tiempo. La idea es disponer de una matriz de proyección para evaluar el impacto de la moratoria en los DCP.*

El Grupo señaló que, para evaluar la eficacia de las vedas históricas, se podrían evaluar los indicadores adecuados de mortalidad por pesca de un año para las principales flotas de superficie, basándose en los resultados recientes de la evaluación del stock de patudo y rabil.

El Grupo observó que, para este análisis, se requieren datos históricos sobre FOB/FAD y que la comunicación de esta información es obligatoria conforme a la Recomendación 21-01. El Grupo solicitó al SCRS informar sobre qué CPC han facilitado, a fecha de 31 de julio de 2022, los datos históricos sobre FOB/FAD requeridos, conforme al párrafo 31 de la Recomendación 21-01.

El Grupo observó que este análisis podría investigar el rendimiento de listado potencial perdido debido a la veda a los FAD.

*21.8 El SCRS mejorará el proceso de MSE de acuerdo con la hoja de ruta del SCRS y continuará probando posibles procedimientos de ordenación. Rec. 21-01, párrafo 62. Se señaló que la hoja de ruta se debatiría en la Reunión del subgrupo técnico sobre la MSE para los tónidos tropicales (19-20 de mayo de 2022).*

El Grupo discutió que el desarrollo de modelos de referencia adecuados para ambos stocks de listado es un paso importante para avanzar en la MSE para los tónidos tropicales. Se puede avanzar en el trabajo de MSE para el W-SKJ considerando los resultados de la actual evaluación del stock. El equipo de la MSE ya ha realizado el condicionamiento preliminar de los OM para el stock del oeste y confía en que los resultados de la evaluación de stock se incorporen con éxito en el condicionamiento de los OM que se debatirá en septiembre.

En el caso del stock del este, el Grupo debatió que la MSE podría utilizar un modelo de evaluación en un estado diferente sin tener que definir el estado del stock y utilizarlo en dicho marco. Se indicó que podría ser necesario desarrollar un conjunto de OM más amplio de lo que se pensó en un principio para incluir algunas hipótesis adicionales debatidas durante la reunión. Por ejemplo, los posibles cambios en la productividad que podrían haber resultado de la expansión espacial de la pesquería de E-SKJ y/o del uso de FAD. Otra hipótesis que incluir es el efecto de los diferentes escenarios de cambio climático sobre, por ejemplo, el reclutamiento del stock. Se informó al Grupo de que el equipo de la MSE ya había debatido esta última cuestión.

En general, el Grupo acordó que los OM deberían incluir un amplio número de escenarios, pero todos los escenarios deberían ser plausibles.

El Grupo indicó que la prioridad para el equipo de la MSE debería ser establecer OM adicionales que incorporen algunos de los hallazgos de la evaluación actual, en vez de desarrollar CMP.

*21.9 Eficacia de las vedas completas de pesquerías en la línea de las propuestas en PA1\_505A/2019, Rec. 21-01, párrafo 66a. El Grupo señaló que en el pasado se presentó una herramienta para evaluar el impacto de la veda (Herrera et al., 2020), pero que el SCRS no pudo abordar esta cuestión. Sin embargo, esta cuestión está vinculada con la Recomendación 21-01, párrafo 28, y se abordará, al menos parcialmente, en la respuesta a la solicitud.*

El Grupo se mostró de acuerdo en que los resultados de la evaluación actual del stock no cambian la percepción del análisis realizado por Herrera et al., 2020. Se debatió que los cálculos de la proporción del reclutamiento por trimestre es información nueva que podría afectar a la configuración de las vedas. Por ejemplo, cerrar el primer trimestre podría reducir la mortalidad de los reclutamientos. Sin embargo, todavía es necesario desarrollar un modelo de evaluación estable para el E-SKJ para probar esta hipótesis. Se señaló que el trabajo anterior de Herrera et al. (2020) utilizaba capturas mensuales que podrían capturar la dinámica de reclutamiento del stock del este. El Grupo también indicó que la veda era una herramienta de ordenación alternativa al control de las capturas.

*21.11 El SCRS y la Secretaría prepararán unos términos de referencia para realizar una evaluación de los mecanismos de seguimiento, control y vigilancia en vigor en las CPC de ICCAT Rec. 21-01, párrafo 66c. El Grupo acordó la ausencia de acciones.*

El Grupo y la Secretaría debatieron el mejor enfoque para avanzar en este trabajo. La evaluación de los programas de recopilación y de tratamiento de datos es competencia del SCRS. Sin embargo, el Grupo discutió si esta tarea podría ser realizada por el Subcomité de estadísticas. Hubo un acuerdo general en cuanto a que el SCRS debería centrarse en la parte de supervisión de esta tarea.

El Grupo debatió la cuestión de que los términos de referencia deberían centrarse no únicamente en la recopilación y el tratamiento de los datos de captura, sino que también deberían centrarse en los datos de esfuerzo pesquero, lo que incluye los cambios en la capacidad de pesca. En otras palabras, los términos de referencia se deben desarrollar para que incluyan la evaluación de la recopilación y el tratamiento de los datos de Tarea 1 y Tarea 2.

El Grupo también debatió si los términos de referencia deberían desarrollarse para llevar a cabo el análisis de todas las CPC o únicamente para los principales contribuyentes a la captura total. Por ejemplo, el Grupo acordó que un enfoque podría ser realizar el análisis para aquellas flotas que capturan el 90 % del complejo de túnidos tropicales en el Atlántico este. Sin embargo, el Grupo también reconoció la necesidad de incluir en el análisis otros artes (por ejemplo, palangre, cebo vivo) en lugar de solo centrarse en el arte de cerco. Se acordó que, además de la cantidad de captura, también debería tenerse en cuenta la importancia de la información facilitada por las distintas flotas para las evaluaciones de stock y que la identificación de las lagunas de datos que pueden reducir la incertidumbre de los resultados de las evaluaciones de stock es otro paso importante.

*Falta una solicitud de la Comisión (párrafo 66 b) en la Rec. 21-01. En 2021, el SCRS proporcionó una tabla con la evolución anual solo de los grandes cerqueros que operan en la zona de ICCAT. La información era incompleta y debería actualizarse incluyendo también la capacidad y el número de otros componentes de la flota (por ejemplo, buques de apoyo, barcos de cebo vivo, palangres). El Grupo destacó la importancia de proporcionar esta información antes de septiembre de 2022 y pidió a los científicos nacionales que colaboraran en esta tarea.*

El Grupo reconoció que en los últimos años no se había realizado ninguna actualización sobre las estimaciones de capacidad de pesca. ISSF informó al Grupo de que puede actualizar este trabajo para los grandes buques de cerco. El Grupo y la Secretaría discutieron si la información presentada por las CPC mediante el formulario estadístico ST01-T1FC (características de la flota) podría utilizarse para actualizar las estimaciones de la capacidad de pesca. Sin embargo, el formulario ST01-T1FC incluye información sobre buques individuales solo para los buques con una eslora total > 20 m. La información de buques con una eslora total < 20 m se notifica en forma resumida. Otra limitación del formulario ST01 es la falta de información sobre la cantidad de pesca realizada por cada buque. La Secretaría informó al Grupo de que puede realizar un análisis de la capacidad de pesca utilizando el formulario ST01-T1FC teniendo en cuenta las advertencias discutidas por el Grupo.

## 8. Otros asuntos

Debido a las limitaciones de tiempo, el Grupo no pudo completar todas las tareas previstas para la reunión. Por lo tanto, el Grupo debatió y acordó un plan de trabajo para el periodo intersesiones entre esta reunión y la reunión de septiembre del Grupo de especies. El acuerdo es el siguiente:

- Continuar trabajando sobre la mejora de los modelos de evaluación SS3 y JABBA para el stock de listado del este teniendo en cuenta las siguientes sugerencias de mejora. Añadir un eje de incertidumbre que represente los índices de abundancia relativa utilizados (2 niveles: i BB + PS Vast Canarias y ii BB + boyas ecosonda Canarias) a la matriz de incertidumbre.
  - SS3
    - Ponderación alternativa de los datos de composición por tallas
    - Inclusión de los datos de marcado del AOTTP a efectos de estimar la supervivencia (será necesario el análisis y la preparación de conjuntos de datos de marcado antes del 15 de junio).
    - Análisis del periodo de tiempo y la tendencia de desviación del reclutamiento
    - Análisis de la introducción de la composición por tallas con intervalos de 1 cm.
    - Valorar iniciar el modelo en un periodo diferente, por ejemplo, a la vez que el BB 1990 Canarias.
  - JABBA
    - Vectores M alternativos escalados en nuevos ensayos de SS3
    - Análisis de sensibilidad sobre desviaciones de error de proceso
    - Funciones de producción e índices de abundancia alternativos
- Realizar un seminario web informal del Grupo de especies de túnidos tropicales el 15 de julio de 2022 (11:00 - 16:30 CET) abierto a todos los participantes de la reunión actual.
  - Finalizar la proyección de listado del oeste y confirmar los resultados adoptados en el informe de la reunión de evaluación de stock
  - Presentar y debatir nuevos ensayos para SS3 y JABBA para el listado del este
  - Decidir si dichos ensayos son adecuados para acordar un caso de referencia y la matriz de incertidumbre para el listado del este. Si procede, desarrollar un diagrama de Kobe
  - Si es factible, desarrollar proyecciones y una matriz de Kobe para el listado del este
- Desde el 15 de julio hasta la reunión del Grupo de especies
  - Preparar proyectos del resumen ejecutivo para el listado
  - Preparar proyectos de respuestas a la Comisión
  - Preparar documentos del SCRS que describan el trabajo en el periodo intersesiones realizado sobre las evaluaciones de listado del este para su presentación durante la reunión del Grupo de especies.

## 9. Adopción del informe y clausura

El informe se adoptó parcialmente durante la reunión de evaluación de stock (secciones 3, 4 y 8) y parcialmente por correspondencia (secciones 1, 2, 5, 6, 7 y 9).

## Referencias

- Abascal F.J, Gaertner D., Báez J.C, Kaplan D., Pascual P., Ortiz de Urbina J. 2022. An alternative index of abundance for Atlantic skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) based on catch ratio and abundance of a reference species. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(1): 247-260.
- Akia, S., Guery, L., Grande, M., Kaplan, D., Pascual, P., Ramos, M.L., Uranga, J., Abascal, F., Santiago, J., Gorke, M., Gaertner, D. 2022. European purse seiners CPUE standardization of eastern Atlantic skipjack caught under non-owned DFADS using the VAST methodology. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(1): 210-221.
- Anhøj, J., Olesen, A.V. 2014. Run charts revisited: A simulation study of run chart rules for detection of non-random variation in health care processes. PLoS One 9, 1–13. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0113825>
- Anonymous. 2015. Report of the 2014 ICCAT East and West Atlantic Skipjack Stock Assessment Meeting. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 71(1): 1-172.
- Anonymous. 2022. Report of the Skipjack Data Preparatory Meeting. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(1): 1-110.
- L.G. Cardoso, B. Mourato, R. Sant’Ana, G. Silva, J.P. Castello, C. Monteiro-Neto, M. Rodrigues da Costa, R. de Almeida Tubino. 2022. What can the size data tell us about the western Atlantic skipjack tuna stock? Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79 (1): 239-246
- Carvalho, F., Punt, A.E., Chang, Y.J., Maunder, M.N., Piner, K.R., 2017. Can diagnostic tests help identify model misspecification in integrated stock assessments? Fish. Res. 192, 28–40.
- Carvalho, F., Winker, H., Courtney, D., Kapur, M., Kell, L., Cardinale, M., Schirripa, M., Kitakado, T., Yemane, D., Piner, K. R., Maunder, M. N., Taylor, I., Wetzel, C. R., Doering, K., Johnson, K. F., Methot, R. D. 2021. A cookbook for using model diagnostics in integrated stock assessments. Fisheries Research, 240: 105959.
- Evans R.H., McLain D.R., Bauer R.A. 1981, Atlantic Skipjack Tuna: Influences of mean environmental conditions on their vulnerability to surface fishing gear. Mar. Fish. Rev. 43, 1–11.
- Francis, R. I. C. C. 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 68:1124–1138.
- Gartner, D. 2015. Indirect estimates of natural mortality rates for Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*), using life history parameters. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 71(1): 189-204.
- Gelman, A., Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. Stat. Sci. 7, 457–472. <https://doi.org/10.2307/2246093>.
- Geweke, J. 1992. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments., in: Berger, J.O., Bernardo, J.M., Dawid, A.P., Smith, A.F.M. (Eds.), Bayesian Statistics 4: Proceedings of the Fourth Valencia International Meeting. Clarendon Press, Oxford, pp. 169–193.
- Herrera M., Sharma R., Calay S., Coelho R., Die D., Melvin G., Ortiz M., Restrepo V., Neves dos Santos, M. 2020. Progress report of the group evaluating the decision support tool presented in Sharma & Herrera (2019) and proposal for further review and discussion by the SCRS. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 77(8): 18-25 (2020)
- Heidelberger, P., Welch, P.D. 1992. Simulation run length control in the presence of an initial transient. Oper. Res. 31, 1109–1144. <https://doi.org/10.1287/opre.31.6.1109>.

- Hurtado-Ferro, F., Szuwalski, C.S., Valero, J.L., Anderson, S.C., Cunningham, C.J., Johnson, K.F., Licandeo, R., McGilliard, C.R., Monnahan, C.C., Muradian, M.L., Ono, K., Vert-Pre, K.A., Whitten, A.R., Punt, A.E. 2014. Looking in the rear-view mirror: Bias and retrospective patterns in integrated, age-structured stock assessment models, in: ICES Journal of Marine Science. pp. 99-110. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsu198>.
- Hyndman and Koehler, 2006. Another look at measures of forecast accuracy. *International Journal of Forecasting* 22(4), 679-688.
- ICCAT. 2021. Report for Biennial Period, 2020-21, Part I, Vol. 2
- Kell, L. T., Kimoto, A. and Kitakado., T. 2016. Evaluation of the prediction skill of stock assessment using hindcasting. *Fisheries Research*, 183:119–127.
- Methot, R. D. and Taylor, I.G. 2011. Adjusting for bias due to variability of estimated recruitments in fishery assessment models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 68: 1744–1760.
- Ortiz, M., Kimoto, A. 2022. Review and preliminary analyses of size samples of East and West Atlantic skipjack tuna stocks (*Katsuwonus pelamis*). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 79 (1): 176-209.
- Plummer, M., 2003. JAGS: A Program for Analysis of Bayesian Graphical Models using Gibbs Sampling, 3rd International Workshop on Distributed Statistical Computing (DSC 2003); Vienna, Austria.
- Plummer, M., Nicky Best, Cowles, K., Vines, K., 2006. CODA: Convergence Diagnosis and Output Analysis for MCMC. *R News* 6, 7–11.
- Su and Yajima, 2012. R2jags-a package for running jags from R. <https://cran.r-project.org/web/packages/R2jags/index.html>.
- Walter J., and Winker H. 2019. Projections to create Kobe 2 strategy matrix using the multivariate log-normal approximation for Atlantic yellowfin tuna. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 76 (6): 725-739.
- Winker, H., Mourato, B., Chang, Y. 2019. Unifying parametrizations between age-structured and surplus production models: an application to Atlantic white marlin (*Kajika albida*) with simulation testing. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 76 (4): 219-234.



## TABLEAUX

**Tableau 1.** Prises de la tâche 1 (t) par année et identification de la flottille pour l'unité de stock de listao de l'Est 1950 - 2020.

**Tableau 2.** Prises de la tâche 1 (t) par année et identification de la flottille pour l'unité de stock de listao de l'Ouest 1952 - 2020.

**Tableau 3.** Fusion des séries de captures de "faux poisson" de listao (ombrées en jaune).

**Tableau 4.** Matrice de CAS (capture par taille) estimée pour le listao de l'Est (stock Est) en milliers de poissons capturés, par année et classes de taille de 2 cm.

**Tableau 5.** Matrice de CAS (capture par taille) estimée pour le listao de l'Ouest (stock Ouest) en milliers de poissons capturés, par année et classes de taille de 2 cm.

**Tableau 6.** Structure de la flottille pour le stock de listao de l'Atlantique Est.

**Tableau 7.** Structure de la flottille pour le stock de listao de l'Atlantique Ouest.

**Tableau 8.** Liste des décisions prises concernant les hypothèses sur le cycle vital pour les modèles d'évaluation du stock de listao de 2014 et 2022.

**Tableau 9.** Indices d'abondance du listao de l'Est disponibles pour l'évaluation du stock de 2022.

**Tableau 10.** Indices d'abondance du listao de l'Ouest disponibles pour l'évaluation du stock de 2022.

**Tableau 11.** Séries de CPUE nominales et standardisées (modèle mixte delta lognormal) (t/opération de pêche) pour la flottille de canneurs vénézuéliens (1987-2020) estimées à partir des carnets de pêche. UCI : Intervalle de confiance supérieur, LCI : Intervalle de confiance inférieur, CV : Coefficient de variation, SD : Écart-type.

**Tableau 12.** La grille d'incertitude pour les modèles d'évaluation du listao Ouest et Est, basée sur les hypothèses de i) la steepness (3 niveaux), et ii) la croissance/mortalité naturelle à l'âge (quantiles correspondants de 0,25, 0,5 et 0,75 du modèle de croissance du listao estimé lors de la réunion de préparation des données et vecteurs équivalents de M à l'âge (SCRS/2022/093)).

**Tableau 13.** Mortalité naturelle par âge échelonnée dans le cadre de SS3 en utilisant la fonction Lorenzen appliquée à la matrice d'incertitude proposée pendant la réunion de préparation des données et présentée dans le SCRS/2022/093.

**Tableau 14.** Résumé des scénarios de la grille d'incertitude pour le listao de l'Atlantique Est.  $B_{PME}/K$  sont des paramètres d'entrée dérivés du modèle ASEM en tant que priors.

**Tableau 15.** Résumé des scénarios d'analyse de sensibilité pour le listao de l'Atlantique Est.

**Tableau 16.** Résumé des scénarios de la grille d'incertitude pour le listao de l'Atlantique Ouest.  $B_{PME}/K$  sont des paramètres d'entrée dérivés du modèle ASEM en tant que priors.

**Tableau 17.** Résumé des scénarios d'analyse de sensibilité pour le listao de l'Atlantique Ouest JABBA.

**Tableau 18.** Résumé des quantiles postérieurs présentés sous la forme de médianes postérieures marginales et d'intervalles de crédibilité à 95% associés aux paramètres des modèles bayésiens de production excédentaire état-espace pour le listao de l'Atlantique Est.

**Tableau 19.** Une liste des paramètres du modèle pour le cas de référence du W-SKJ du modèle Stock Synthesis. Aucun prior n'a été utilisé dans ce modèle, et aucun paramètre n'a été estimé aux limites.

**Tableau 20.** Résumé des quantiles postérieurs présentés sous la forme de médianes postérieures marginales et des intervalles de crédibilité à 95% associés aux paramètres pour les modèles bayésiens de production excédentaire état-espace pour le listao de l'Atlantique Ouest (scénario de la grille d'incertitude).

**Tableau 21.** Estimations de la PME, de  $F_{PME}$ , de la SSB vierge, de la  $SSB_{PME}$ , de la  $SSB_{PME}$  à 10% et de la  $SSB_{PME}$  à 20% pour les neuf scénarios de la grille déterministe pour le stock W-SKJ.

**Tableau 22.** Scénarios de capture constante par flottille utilisés pour les projections du stock de listao de l'Ouest.

## TABLAS

**Tabla 1.** Captura de la Tarea 1 (t) por año e identificación de la flota para la unidad de stock de listado del este 1950 - 2020.

**Tabla 2.** Captura de la Tarea 1 (t) por año e identificación de la flota para la unidad de stock de listado del oeste 1952 - 2020.

**Tabla 3.** Fusión de la serie de capturas listado "faux poisson" (sombreada en amarillo).

**Tabla 4.** Matriz de CAS (captura por talla) estimada para SKJ-E (stock oriental) en miles de peces capturados, por año y clases de talla de 2 cm.

**Tabla 5.** Matriz de CAS (captura por talla) estimada para SKJ- W (stock occidental) en miles de peces capturados, por año y clases de talla de 2 cm.

**Tabla 6.** Estructura de la flota del stock de listado del Atlántico este.

**Tabla 7.** Estructura de la flota del stock de listado del Atlántico oeste.

**Tabla 8.** Lista de decisiones tomadas en relación con los supuestos del ciclo vital para los modelos de evaluación de stock de listado de 2014 y 2022.

**Tabla 9.** Índices de abundancia disponibles de listado del este para la evaluación de stock de 2022.

**Tabla 10.** Índices de abundancia disponibles de listado del oeste para la evaluación de stock de 2022.

**Tabla 11.** Serie de CPUE nominal y estandarizada (modelo mixto delta lognormal) (t/operación de pesca) para la flota de cebo vivo venezolana (1987-2020) estimada a partir de los cuadernos de pesca. UCI: Intervalo de confianza superior, LCI: Intervalo de confianza inferior, CV: Coeficiente de variación; SD Desviación estándar

**Tabla 12.** Matriz de incertidumbre para los modelos de evaluación de listado oeste y este, basada en los supuestos de i) inclinación (3 niveles), y ii) el crecimiento/mortalidad natural por edad (cuantiles correspondientes de 0,25; 0,5 y 0,75 del modelo de crecimiento de listado estimado en la reunión de preparación de datos y vectores equivalentes de M por edad (SCRS/2022/093)).

**Tabla 13.** Mortalidad natural por edad reescalada en el marco de SS3 utilizando la función de Lorenzen aplicada a la matriz de incertidumbre propuesta durante la reunión de preparación de datos del listado y presentada en el documento SCRS/2022/093.

**Tabla 14.** Resumen de los escenarios de la matriz de incertidumbre para el listado del Atlántico este.  $B_{RMS}/K$  son parámetros de entrada derivados del modelo ASEM como distribuciones previas.

**Tabla 15.** Resumen de los ensayos de análisis de sensibilidad para el listado del Atlántico este.

**Tabla 16.** Resumen de los escenarios de la matriz de incertidumbre para el listado del Atlántico oeste.  $B_{RMS}/K$  son parámetros de entrada derivados del modelo ASEM como distribuciones previas.

**Tabla 17.** Resumen de los ensayos de análisis de sensibilidad de JABBA para el listado del Atlántico oeste.

**Tabla 18.** Resumen de los cuantiles de la distribución posterior presentados en forma de medianas de la distribución posterior marginal y los intervalos de credibilidad asociados del 95 % de los parámetros para los modelos de producción excedente bayesianos estado-espacio para el listado del Atlántico este.

**Tabla 19.** Lista de parámetros del modelo para el caso de referencia de W-SKJ del modelo Stock Synthesis. En este modelo no se utilizaron distribuciones previas y no se estimó ningún parámetro en los límites.

**Tabla 20.** Resumen de los cuantiles de la distribución posterior presentados en forma de medianas de la distribución posterior marginal y los intervalos de credibilidad asociados del 95 % de los parámetros para los modelos de producción excedente estado-espacio bayesianos para el listado del Atlántico oeste (escenario de matriz de incertidumbre).

**Tabla 21.** Estimaciones de RMS,  $F_{RMS}$  SSB virgen,  $SSB_{RMS}$ ,  $10\%SSB_{RMS}$  y  $20\%SSB_{RMS}$  para los nueve ensayos de matriz determinista para el stock W-SKJ.

**Tabla 22.** Escenarios de capturas constantes por flota utilizados para las proyecciones del stock de listado occidental.

## FIGURES

**Figure 1.** Poids moyens pondérés du listao de l'Est (kg) obtenus à partir des estimations de la CAS globale.

**Figure 2.** Poids moyens pondérés du listao de l'Ouest (kg) obtenus à partir des estimations de la CAS globale. La valeur élevée du poids moyen dans les autres engins (oth) en 2020 peut être due à une erreur/incohérence dans les informations disponibles sur les tailles associées.

**Figure 3.** Captures totales de SKJ (t) dans des carrés de 5x5 degrés (source : CATDIS), par engin principal et décennie (1970-2020). La dernière décennie ne contient qu'une année.

**Figure 4.** Distribution spatiale (carrés de 5x5 degrés) de la médiane de la capture (t) de SKJ depuis 2000, groupée par 5 années. Les nuances de couleur indiquent le log10 de la médiane de la capture globale. Estimations basées sur la base de données SKJ CATDIS.

**Figure 5.** Prise annuelle totale de SKJ (log 10 t) par carrés de 1x1 degré de 2015 à 2020, sur la base des données T2CE déclarées par les CPC. Les nuances plus foncées indiquent des captures importantes.

**Figure 6.** Nombre de carrés de 1x1 degré qui ont signalé des captures de thonidés tropicaux (SKJ, YFT, BET) par année à partir de la base de données T2CE de l'ICCAT. Notez que la période 1990-2009 peut être incomplète car les flottilles avec des captures déclarées (tâche 1 NC) n'avaient pas toutes déclaré la CE de la tâche 2 dans la résolution spatio-temporelle indiquée.

**Figure 7.** Estimation de la zone effective occupée (en unités de km<sup>2</sup>) nécessaire pour contenir une population compte tenu de sa densité de population moyenne (kg km<sup>-2</sup>) du listao de l'Atlantique Est capturé par le sennear européen pour des opérations de pêche effectuées sur des DCP dérivants n'appartenant pas au navire. Le graphique montre l'estimation (cercle) et l'intervalle de confiance ( $\pm 1$  se) par année et par trimestre (axe des x), du T1-2010 au T4-2019 (SCRS/2022/028).

**Figure 8.** Effort de pêche déclaré (heures de pêche) pour les flottilles PS de thonidés tropicaux (tâche 2 CE) par mode de pêche sur objets flottants (FOB/DCP) et bancs libres (FSC) 2005 - 2020.

**Figure 9.** Tendances annuelles de la capture totale d'E-SKJ (NC de la tâche 1) par rapport à la capture de SKJ à la senne (PS) déclarée dans la CE de la tâche 2. La ligne pointillée indique les valeurs annuelles en pourcentage sur l'axe y de droite.

**Figure 10.** CPUE (t/opération de pêche) nominale échelonnée (carrés bleus) et standardisée (ligne et cercles rouges) du listao capturé par la pêcherie vénézuélienne de canneurs. Les lignes en pointillés représentent les intervalles de confiance de 95% pour la CPUE standardisée.

**Figure 11.** Série temporelle des CPUE observées (cercle) avec des intervalles de confiance de 95% (barres d'erreur) et prédites (ligne continue) du listao de l'Atlantique Est pour le modèle bayésien de production excédentaire état-espace JABBA pour chaque scénario ajusté. Les zones ombrées en rose foncé montrent les intervalles de crédibilité de 95% de la CPUE moyenne attendue et les zones ombrées en bleu clair indiquent les intervalles de distribution a posteriori prédictive de 95%.

**Figure 12.** Tests de sortie pour évaluer quantitativement le caractère aléatoire de la série temporelle des valeurs résiduelles de CPUE pour chaque scénario ajusté pour le listao de l'Atlantique Ouest. Les panneaux verts n'indiquent aucune preuve de l'absence de caractère aléatoire des valeurs résiduelles des séries temporelles ( $p > 0,05$ ), tandis que les panneaux rouges indiquent le contraire. La zone ombrée intérieure montre trois erreurs standard par rapport à la moyenne générale et les cercles rouges identifient une année spécifique dont les valeurs résiduelles sont supérieures à cette valeur seuil (règle des 3x sigma).

**Figure 13.** Graphiques de diagnostic des valeurs résiduelles de JABBA pour des jeux alternatifs d'indices de CPUE examinés pour chaque scénario ajusté pour le listao de l'Atlantique Est. Les lignes noires solides indiquent un lissage de loess pour toutes les valeurs résiduelles.

**Figure 14.** Distributions a priori et a posteriori de divers paramètres de modèle et de gestion pour le modèle de production excédentaire bayésien état-espace ajusté pour le listao de l'Atlantique Est. PPRM : Ratio de la distribution a posteriori/a priori des médianes ; PPRV : Ratio de la distribution a posteriori/a priori des variances.

**Figure 15.** Sortie du modèle JABBA pour E-SKJ. Tendances des écarts d'erreur de processus des analyses rétrospectives lorsque l'on supprime jusqu'à 5 ans de données d'entrée terminales.

**Figure 16.** Résultats de la validation croisée (HCxval) de la simulation rétrospective pour les deux scénarios S05 pour le listao de l'Atlantique Est, montrant les prévisions à un an d'avance des valeurs de CPUE (2011-2019), réalisée avec huit scénarios du modèle de simulation rétrospective par rapport à la CPUE attendue. Les observations de la CPUE, utilisées pour la validation croisée, sont mises en évidence par des cercles pleins codés par couleur avec un intervalle de confiance de 95% associé, ombré en gris clair. L'année de référence du modèle se réfère aux points finaux de chaque prévision à un an d'avance et à l'observation correspondante (c'est-à-dire l'année de l'élimination + 1).

**Figure 17.** Analyse de sensibilité réalisée pour les scénarios S05 montrant les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche (panneaux supérieurs), de la biomasse par rapport à  $B_{PME}$  ( $B/B_{PME}$ ) et de la mortalité par pêche par rapport à  $F_{PME}$  ( $F/F_{PME}$ ) (panneaux centraux) et de la biomasse par rapport à  $K$  ( $B/K$ ) et la courbe de production excédentaire (panneaux inférieurs) pour le listao de l'Atlantique Est.

**Figure 18.** Diagnostics d'ajustement pour le cas de référence du modèle MPB préliminairement proposé.

**Figure 19.** Analyse rétrospective pour le cas de référence du modèle MPB préliminairement proposé pour le SKJ-E.

**Figure 20.** Diagnostics présentés au Groupe, y compris la fonction de production.

**Figure 21.** Profil de vraisemblance du taux de croissance intrinsèque pour le cas de référence du MPB préliminairement proposé pour le SKJ-E.

**Figure 22.** Estimation de la biomasse et de la mortalité par pêche pour le cas de référence préliminairement proposé et les alternatives à partir de la sortie du MPB pour l'E-SKJ.

**Figure 23.** Résultats « jitter » pour le cas de référence.

**Figure 24.** Ajustements du modèle aux compositions par taille agrégées pour chaque flottille (panneaux de gauche) et pour l'indice (panneaux de droite) pour le cas de référence.

**Figure 25.** Écarts de recrutement pour le cas de référence du modèle Stock Synthesis pour le W-SKJ. [note pour le Secrétariat].

**Figure 26.** Diagramme conjoint des valeurs résiduelles pour les ajustements de l'indice (panneau de gauche) et de la composition par taille (panneau de droite) pour le cas de référence du modèle Stock Synthesis pour le W-SKJ.

**Figure 27.** Diagrammes rétrospectifs de la biomasse du stock reproducteur, pour le cas de référence du modèle Stock Synthesis pour le W-SKJ.

**Figure 28.** Diagrammes de simulation rétrospective de l'ajustement de l'indice pour le cas de référence du modèle Stock Synthesis pour le W-SKJ.

**Figure 29.** Diagrammes de simulation rétrospective de l'ajustement de la composition par taille dans le cas de référence du modèle Stock Synthesis pour le W-SKJ.

**Figure 30.** Estimations de la biomasse du stock reproducteur pour le cas de référence de Stock Synthesis du stock de listao de l'Ouest.

**Figure 31.** Trajectoires de la biomasse du stock reproducteur à travers la grille d'incertitude de Stock Synthesis du stock de listao de l'Ouest.

**Figure 32.** Trajectoires des recrues d'âge 0 à travers la grille d'incertitude de Stock Synthesis du stock de listao de l'Ouest.

**Figure 33.** Trajectoires de la SSB/SSB<sub>PME</sub> à travers la grille d'incertitude de Stock Synthesis du stock de listao de l'Ouest.

**Figure 34.** Trajectoires F/F<sub>PME</sub> à travers la grille d'incertitude de Stock Synthesis du stock de listao de l'Ouest.

**Figure 35.** Tendances de la biomasse par rapport à la B<sub>PME</sub> (B/B<sub>PME</sub>) pour chaque scénario de la grille d'incertitude à partir des ajustements du modèle JABBA bayésien de production excédentaire état-espace pour le listao de l'Atlantique Ouest.

**Figure 36.** Tendances de la mortalité par pêche par rapport à la F<sub>PME</sub> (F/F<sub>PME</sub>) pour chaque scénario de la grille d'incertitude à partir des ajustements du modèle JABBA bayésien de production excédentaire état-espace pour le listao de l'Atlantique Ouest.

**Figure 37.** Tendances de la biomasse par rapport à B<sub>0</sub> (B/B<sub>0</sub>) pour chaque scénario de la grille d'incertitude à partir des ajustements du modèle JABBA bayésien de production excédentaire état-espace pour le listao de l'Atlantique Ouest.

**Figure 38.** Analyse de sensibilité réalisée pour le scénario S05 impliquant l'ajout progressif de chaque série de CPUE dans le modèle, illustrant les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche (panneaux supérieurs), de la biomasse par rapport à B<sub>PME</sub> (B/B<sub>PME</sub>) et de la mortalité par pêche par rapport à la F<sub>PME</sub> (F/F<sub>PME</sub>) (panneaux centraux), ainsi que de la biomasse par rapport à K (B/K) et de la courbe de production excédentaire (panneaux inférieurs) pour le listao de l'Atlantique Ouest.

**Figure 39.** Tendances de la biomasse par rapport à la B<sub>PME</sub> (B/B<sub>PME</sub>) pour le scénario du cas de référence du modèle (S05) où les indices ont été pondérés proportionnellement à la capture totale par flottille.

**Figure 40.** Tendances de la mortalité par pêche par rapport à la F<sub>PME</sub> (F/F<sub>PME</sub>) pour le scénario du cas de référence du modèle (S05) où les indices ont été pondérés proportionnellement à la capture totale par flottille.

**Figure 41.** Estimations annuelles de la SSB, du recrutement, de la SSB/SSB<sub>PME</sub> et de F/F<sub>PME</sub> pour les deux modèles d'évaluation du stock considérés pour le stock de l'Atlantique Ouest (Stock Synthesis, JABBA).

**Figure 42.** Estimations annuelles de la médiane de la SSB, du recrutement, de la SSB/SSB<sub>PME</sub> et de la F/F<sub>PME</sub> à partir de neuf scénarios de la grille d'incertitude de Stock Synthesis, explorant l'incertitude de la mortalité naturelle (M) et de la productivité du stock (steepness, h).

**Figure 43.** Diagramme de Kobe illustrant l'état actuel du stock et l'incertitude associée quantifiée à l'aide de (10.000) itérations MVLN sur neuf scénarios de grille d'incertitude. Tous les scénarios de la grille ont utilisé Stock Synthesis et ont exploré l'incertitude dans la croissance/mortalité naturelle (M) et la steepness (h).

**Figure 44.** Trajectoires de SSB/SSB<sub>PME</sub> sur neuf scénarios de la grille d'incertitude de Stock Synthesis dans le cadre de différents scénarios de capture constante pour le stock de listao de l'Ouest.

**Figure 45.** Trajectoires de SSB/SSB<sub>PME</sub> (panneau supérieur) et F/F<sub>PME</sub> (panneau inférieur) combinant neuf scénarios de la grille d'incertitude de Stock Synthesis dans le cadre de différents scénarios de capture constante pour le stock de listao de l'Ouest.

## FIGURAS

**Figura 1.** Pesos medios ponderados de listado del este (kg) estimados a partir de las estimaciones generales CAS.

**Figura 2.** Pesos medios ponderados de listado del oeste (kg) estimados a partir de las estimaciones generales CAS. El alto valor del peso medio en otros artes (oth) en 2020 puede deberse a algún error/incoherencia en la información disponible sobre tallas asociada.

**Figura 3.** Capturas totales de listado (t) en cuadrículas de 5x5 (fuente: CATDIS), por arte principal y década (1970-2020) La última década sólo contiene 1 año.

**Figura 4.** Distribución espacial (cuadrículas de 5°x5°) de la mediana de captura de listado (t) desde 2000, agrupada por quinquenios. Los sombreados en color indican log10 de la mediana de la captura general. Estimaciones basadas en la base de datos de CATDIS de listado.

**Figura 5.** Captura total anual de listado (log 10 t) por cuadrículas de 1°x1° de 2015 a 2020 según los datos de T2CE comunicados por las CPC. El sombreado más oscuro indica las capturas elevadas.

**Figura 6.** Número de cuadrículas de 1°x1° para las que se han comunicado capturas de túnidos tropicales (SKJ, YFT, BET) por año a partir de la base de datos T2CE ICCAT. Obsérvese que el periodo 1990-2009 puede estar incompleto, ya que no todas las flotas con capturas comunicadas (Tarea 1 NC) habían comunicado la Tarea 2 CE en la resolución espaciotemporal indicada.

**Figura 7.** Estimación de la superficie efectiva ocupada (en unidades de km<sup>2</sup>) necesaria para contener una población dada su densidad de población media (kg km<sup>-2</sup>) del listado del Atlántico oriental capturado por el cerco europeo en operaciones de pesca realizadas sobre DCP a la deriva que no son propiedad del buque. El gráfico muestra la estimación (círculo) y el intervalo de confianza (±1 se) por año y trimestre (eje x), desde el primer trimestre de 2010 hasta el cuarto trimestre de 2019 (SCRS/2022/028).

**Figura 8.** Esfuerzo pesquero comunicado (horas de pesca) para las flotas de cerco de túnidos tropicales (Tarea 2 CE) por modalidad de pesca sobre objetos flotantes (FOB/DCP) y bancos libres (FSC) 2005 - 2020.

**Figura 9.** Tendencias anuales de las capturas totales de listado del este (Tarea 1 NC) comparadas con las capturas de listado con redes de cerco (PS) comunicadas en la Tarea 2 CE. La línea punteada indica los valores porcentuales anuales indicados en el eje y derecho

**Figura 10.** CPUE (t/operación de pesca) nominal escalada (cuadrados azules) y estandarizada (línea y círculos rojos) de listado capturado por la pesquería de cebo vivo venezolana. Las líneas punteadas representan los intervalos de confianza del 95 % para la CPUE estandarizada.

**Figura 11.** Serie temporal de la CPUE observada (círculo) con CI de error del 95 % (barras de error) y predicha (línea continua) de listado del Atlántico este para el modelo de producción excedente bayesiano estado espacio JABBA para cada escenario ajustado. Las áreas rosas oscuras muestran los intervalos de credibilidad del 95 % de la CPUE media prevista y las áreas en azul claro reflejan los intervalos de distribución predictiva posterior del 95 %.

**Figura 12.** Pruebas de ensayos para evaluar cuantitativamente la aleatoriedad de la serie temporal de residuos de CPUE para cada escenario ajustado para el listado del Atlántico oeste. Los paneles verdes indican que no hay evidencias de la falta de aleatoriedad de los valores residuales de la serie temporal ( $p > 0,05$ ) mientras que los paneles rojos indican lo contrario. La zona sombreada interior muestra tres errores estándar de la media global y los círculos rojos identifican un año específico con valores residuales superiores a este valor umbral (norma  $3\sigma$ ).

**Figura 13.** Gráficos de diagnóstico de residuos de JABBA para conjuntos alternativos de índices de CPUE examinados para cada escenario ajustado para el listado del Atlántico este. Las líneas negras continuas indican un alisado Loess en todos los residuos.

**Figura 14.** Distribución previa y posterior de varios parámetros del modelo y de ordenación para el modelo de producción excedente bayesiano estado espacio ajustado para el listado del Atlántico este. PPRM: Ratio de la distribución posterior y de la distribución previa de las medianas; PPRV: Ratio de la distribución posterior y la distribución previa de las varianzas.

**Figura 15.** Ensayo del modelo JABBA para el listado oriental. Tendencias de las desviaciones de los errores del proceso de los análisis retrospectivos cuando se eliminan hasta 5 años de los datos de entrada terminales.

**Figura 16.** Resultados de validación cruzada de la simulación retrospectiva (HCxval) para los dos escenarios S05 para el listado del Atlántico este, que muestran las previsiones de los valores de CPUE con un año de antelación (2011-2019), realizadas con ocho ensayos del modelo de simulación retrospectiva con respecto a la CPUE prevista. Las observaciones de CPUE usadas para la validación cruzada están resaltadas como círculos sólidos con código de colores con el intervalo de confianza asociado del 95 % sombreado en gris claro. El año de referencia del modelo se refiere a los puntos finales de cada previsión con un año de antelación y la observación correspondiente (es decir, año de eliminación + 1).

**Figura 17.** Análisis de sensibilidad realizado para los escenarios S05 que muestra las tendencias en la biomasa y la mortalidad por pesca (paneles superiores), la biomasa con respecto a  $B_{RMS}$  ( $B/B_{RMS}$ ) y la mortalidad por pesca con respecto a  $F_{RMS}$  ( $F/F_{RMS}$ ) (paneles medios), la biomasa con respecto a  $K$  ( $B/K$ ) y la curva de producción excedente (paneles inferiores) para el listado del Atlántico este.

**Figura 18.** Diagnóstico del ajuste para el caso de referencia del modelo MPB preliminarmente propuesto.

**Figura 19.** Análisis retrospectivo para el caso de referencia del modelo MPB preliminarmente propuesto para el listado oriental.

**Figura 20.** Diagnósticos presentados por el Grupo, lo que incluye la función de producción.

**Figura 21.** Perfil de verosimilitud para la tasa de crecimiento intrínseca para el caso de referencia del MPB preliminarmente propuesto para el listado del este.

**Figura 22.** Biomasa y mortalidad por pesca estimadas para el caso de referencia preliminarmente propuesto y las alternativas a partir del ensayo del MPB para el listado oriental.

**Figura 23.** Resultados de las fluctuaciones para el caso de referencia.

**Figura 24.** Ajustes del modelo a las composiciones por talla agregadas para cada flota (paneles de la izquierda) y para el índice (paneles de la derecha) para el caso de referencia.

**Figura 25.** Desviaciones de reclutamiento para el caso de referencia del modelo Stock Synthesis para el listado occidental. [Nota de la Secretaría]

**Figura 26.** Gráficos de residuos conjuntos para el índice (panel izquierdo) y composición por tallas (panel derecho) para el caso de referencia del modelo Stock Synthesis para el listado occidental.

**Figura 27.** Gráficos retrospectivos de la biomasa del stock reproductor para el caso de referencia del modelo Stock Synthesis para el listado occidental.

**Figura 28.** Gráficos de simulación retrospectiva para el ajuste del índice para caso de referencia del modelo Stock Synthesis para el listado occidental.

**Figura 29.** Gráficos de simulación retrospectiva para el ajuste de la composición por tallas para el caso de referencia del modelo Stock Synthesis para el listado occidental.

**Figura 30.** Estimaciones de la biomasa del stock reproductor para el caso de referencia de Stock Synthesis del stock de listado occidental.

**Figura 31.** Trayectorias de la biomasa del stock reproductor en la matriz de incertidumbre de Stock Synthesis para el stock de listado occidental.

**Figura 32.** Trayectorias de los reclutas de edad 0 en la matriz de incertidumbre de Stock Synthesis para el stock de listado occidental.

**Figura 33.** Trayectorias de  $SSB/SSB_{RMS}$  en la matriz de incertidumbre de Stock Synthesis para el stock de listado occidental.

**Figura 34.** Trayectorias de  $F/F_{RMS}$  en la matriz de incertidumbre de Stock Synthesis para el stock de listado occidental.

**Figura 35.** Tendencias de la biomasa con respecto a  $B_{RMS}$  ( $B/B_{RMS}$ ) para cada escenario de la matriz de incertidumbre a partir de los ajustes del modelo JABBA de producción excedente bayesiano estado-espacio para el listado del Atlántico occidental.

**Figura 36.** Tendencias de la mortalidad por pesca con respecto a  $F_{RMS}$  ( $F/F_{RMS}$ ) para cada escenario de la matriz de incertidumbre a partir de los ajustes del modelo JABBA de producción excedente bayesiano estado-espacio para el listado del Atlántico occidental.

**Figura 37.** Tendencias de la biomasa con respecto a  $B_0$  ( $B/B_0$ ) para cada escenario de la matriz de incertidumbre a partir de los ajustes del modelo JABBA de producción excedente bayesiano estado-espacio para el listado del Atlántico occidental.

**Figura 38.** Análisis de sensibilidad realizado para los escenarios S05 que implica añadir de forma gradual cada serie de CPUE dentro del modelo, se muestran las tendencias en la biomasa y la mortalidad por pesca (paneles superiores), la biomasa con respecto a  $B_{RMS}$  ( $B/B_{RMS}$ ) y la mortalidad por pesca con respecto a  $F_{RMS}$  ( $F/F_{RMS}$ ) (paneles centrales), la biomasa con respecto a  $K$  ( $B/K$ ) y la curva de producción excedente (paneles inferiores) para el listado del Atlántico oeste.

**Figura 39.** Tendencias de la biomasa con respecto a  $B_{RMS}$  ( $B/B_{RMS}$ ) para el escenario del caso de referencia del modelo (S05) en el que los índices se ponderaron de forma proporcional a las capturas totales por flota.

**Figura 40.** Tendencias en la mortalidad por pesca con respecto a  $F_{RMS}$  ( $F/F_{RMS}$ ) para el escenario del caso de referencia del modelo (S05) en el que los índices se ponderaron de forma proporcional a las capturas totales por flota.

**Figura 41.** Estimaciones anuales de la SSB, del reclutamiento, de  $SSB/SSB_{RMS}$  y de  $F/F_{RMS}$  para los dos modelos de evaluación de stock considerados para el stock del Atlántico occidental (Stock Synthesis, JABBA).

**Figura 42.** Estimaciones anuales de la mediana de SSB, del reclutamiento, de  $SSB/SSB_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  de nueve ensayos de la matriz de incertidumbre de Stock Synthesis explorando la incertidumbre en la mortalidad natural ( $M$ ) y la productividad del stock (inclinación,  $h$ ).

**Figura 43.** Diagrama de Kobe que ilustra el estado actual del stock y la incertidumbre asociada cuantificada utilizando (10.000) iteraciones de MVLN en nueve escenarios de la matriz de incertidumbre. Todas los ensayos de la matriz utilizaron Stock Synthesis y exploraron la incertidumbre en el crecimiento/mortalidad natural ( $M$ ) y la inclinación ( $h$ ).

**Figura 44.** Trayectorias de  $SSB/SSB_{RMS}$  en nueve ensayos de la matriz de incertidumbre de Stock Synthesis con diferentes escenarios de captura constante para el stock de listado occidental.

**Figura 45.** Trayectorias de  $SSB/SSB_{RMS}$  (panel superior) y  $F/F_{RMS}$  (panel inferior) que combinan nueve ensayos de la matriz de incertidumbre de Stock Synthesis con diferentes escenarios de captura constante para el stock de listado occidental.

## APPENDICES

**Appendice 1.** Ordre du jour.

**Appendice 2.** Liste des participants.

**Appendice 3.** Liste des documents et présentations.

**Appendice 4.** Résumés des documents et présentations du SCRS tels que fournis par les auteurs.

## APÉNDICES

**Apéndice 1.** Orden del día.

**Apéndice 2.** Lista de participantes.

**Apéndice 3.** Lista de documentos y presentaciones.

**Apéndice 4.** Resúmenes de documentos SCRS tal y como fueron presentados por los autores.

**Table 1.** Task 1 catch (t) by year and fleet ID for the skipjack east stock unit 1950 – 2020.

Catch t	FleetID	FleetName										Total
YearC	PS EU 63-85	PS EU 86-90	PS EU FSC 91+	PS EU FAD 91+	PSBB Ghana	BB South Dakar	BB Dakar 62-80	BB Dakar 81+	BB North 25 lat	LL E-SKJ		
1950									704.00		704.00	
1951									459.00		459.00	
1952									581.00		581.00	
1953									786.00		786.00	
1954									720.00		720.00	
1955									1,192.00		1,192.00	
1956					1.00	149.00			1,002.00		1,152.00	
1957					3.00	15.00			155.00	3.00	176.00	
1958						58.00			400.00		458.00	
1959						89.00			337.00		426.00	
1960						529.00			619.00	23.00	1,171.00	
1961					1.00	1,566.42	180.58		825.00	4.00	2,577.00	
1962					8.00	4,436.27	852.73		3,975.00		9,272.00	
1963	384.00				2.00	7,909.63	1,053.37		6,720.00		16,069.00	
1964	1,346.00				520.00	4,816.75	702.25		6,345.00	19.00	13,749.00	
1965	3,316.00				80.00	8,985.67	1,354.33		8,778.00	22.00	22,536.00	
1966	6,148.00					8,762.71	1,655.29		4,444.00	32.00	21,042.00	
1967	7,465.00				490.00	7,559.02	1,870.98		4,170.00	13.93	21,568.93	
1968	20,978.00				3,186.00	15,113.26	3,671.74		2,747.00	34.85	45,730.85	
1969	9,687.00				4,836.00	8,543.14	1,830.86		2,713.00	8.77	27,618.77	
1970	18,226.00				12,004.00	10,060.13	3,789.87		3,918.00	11.61	48,009.61	
1971	32,856.00				16,556.00	16,005.80	4,299.20		7,033.00	38.89	76,788.89	
1972	38,012.60				12,435.00	13,625.19	3,907.81		7,794.00	51.54	75,826.14	
1973	28,994.00				22,052.10	15,661.17	4,388.83		4,914.00	31.70	76,041.80	
1974	54,444.00				21,266.00	25,329.88	5,592.48		7,270.65	107.74	114,010.74	
1975	28,266.00				9,316.00	10,643.36	2,913.64		1,609.00	115.79	52,863.79	
1976	31,339.00				7,742.00	20,980.67	2,952.33		2,675.00	23.05	65,712.05	
1977	51,978.00				16,411.00	28,202.00	3,402.00		7,303.00	93.23	107,389.23	
1978	53,805.00				10,503.00	28,965.00	5,586.00		4,937.00	25.07	103,821.08	
1979	35,698.00				7,599.00	32,241.32	4,494.68		4,288.00	6.55	84,327.55	
1980	53,842.00				11,556.00	24,628.27	4,889.93		3,881.00	6.84	98,804.04	
1981	63,595.00				12,931.00	24,050.75		2,981.35	6,847.00	49.08	110,454.18	
1982	72,406.31				21,244.00	16,534.49		5,562.51	8,117.00	16.31	123,880.62	
1983	65,155.53				26,588.00	8,256.79		3,750.83	2,283.39	416.53	106,451.06	
1984	61,271.80				25,599.07	1,242.13		4,806.87	5,905.00	22.00	98,846.87	
1985	46,449.41				21,116.00	304.40		5,218.60	8,064.00	6.00	81,158.41	
1986		57,503.78			22,815.00	61.64		2,774.36	7,936.00	19.00	91,109.78	
1987		54,497.13			24,723.00	80.00		4,042.00	11,779.00	6.00	95,127.13	
1988		71,173.53			27,476.00	85.78		4,455.22	17,335.00	4.00	120,529.53	
1989		52,537.27			23,705.00	305.39		5,588.61	12,876.00	9.00	95,021.27	
1990		80,842.19			24,661.00	377.56		5,073.81	7,982.33		118,936.89	
1991			55,219.03	93,296.94	26,321.30	99.34		3,333.45	13,758.08	5.00	192,033.13	
1992			27,798.21	77,284.45	19,793.00	120.61		2,623.71	14,540.00	3.03	142,163.02	
1993			53,069.66	91,197.59	20,590.00	105.40		3,550.58	8,437.00	2.00	176,952.23	
1994			44,431.75	78,880.46	21,572.20	622.67		3,656.22	12,282.00	10.21	161,455.52	
1995			32,710.93	86,007.54	18,919.00	866.34		4,348.37	10,129.00	3.10	152,984.29	
1996			14,444.89	74,778.26	24,529.00	543.06		2,540.08	12,748.00	7.03	129,590.32	
1997			28,524.91	45,173.21	26,516.72	725.81		5,961.84	10,279.00	47.40	117,228.89	
1998			34,126.02	32,663.05	44,544.09	432.13		10,514.67	9,960.00	85.30	132,325.27	
1999			43,020.46	43,720.74	54,377.76	136.97		7,723.53	5,919.00	41.62	154,940.08	
2000			22,989.62	53,553.46	38,858.21	252.74		8,187.15	2,404.10	48.25	126,293.53	
2001			15,778.05	45,607.41	58,238.02	485.42		8,096.44	3,650.67	52.80	131,908.80	
2002			11,628.56	33,047.87	43,141.02	187.61		9,234.38	3,290.19	55.60	100,585.22	
2003			30,469.34	47,008.39	36,137.85	508.16		10,309.81	5,692.69	66.05	130,192.29	
2004			26,943.42	57,781.36	48,876.95	620.37		9,185.38	10,551.60	46.57	154,005.66	
2005			12,506.68	52,175.87	56,671.25	780.96		14,206.89	7,569.18	71.48	143,982.32	
2006			8,082.77	42,330.93	37,118.31	348.47		9,835.25	14,006.78	200.93	111,923.44	
2007			5,506.37	53,924.47	38,806.43	168.97		11,849.73	9,561.60	405.33	120,222.89	
2008			11,783.03	50,672.59	42,448.14	88.76		8,647.69	9,278.60	171.95	123,090.75	
2009			8,456.51	64,892.54	49,049.08	110.31		12,766.14	2,496.28	58.16	137,829.02	
2010			13,330.05	75,163.32	50,590.93	83.87		10,474.93	14,340.59	41.68	164,025.38	
2011			14,915.00	100,017.33	49,694.50	454.11		16,649.08	5,335.06	29.40	187,094.48	
2012			21,880.96	107,605.77	61,055.35	35.43		17,956.16	10,107.89	21.36	218,662.92	
2013			19,300.83	129,947.92	55,401.21	11.68		12,167.72	7,226.49	17.70	224,073.55	
2014			12,829.71	124,679.87	52,358.65	26.45		9,515.89	6,053.30	39.02	205,502.90	
2015			18,989.94	126,298.01	64,648.92	66.74		8,644.32	2,766.29	10.13	221,424.34	
2016			14,202.80	150,988.58	57,447.11	576.78		11,463.34	3,541.13	479.21	238,698.94	
2017			17,081.20	146,694.67	62,679.66	486.78		10,740.92	5,107.63	418.58	243,209.44	
2018			25,611.69	162,624.52	74,578.78	246.37		10,958.53	11,141.28	8.74	285,169.91	
2019			11,773.91	162,426.90	69,110.54	228.22		10,744.03	5,054.91	210.73	259,549.25	
2020			32,879.08	111,517.09	64,640.00	120.49		5,278.78	3,428.69	10.07	217,874.19	

**Table 2.** Task 1 catch (t) by year and fleet ID for the skipjack west stock unit 1952 – 2020.

Catch t	FleetID	FleetName				
	1	2	3	4	5	
YearC	PS West	BB West	LL USMX	LL OTH	HL RR	Total
1952		1,229.00				1,229.00
1953		1,281.00				1,281.00
1954		1,370.00				1,370.00
1955		1,396.00				1,396.00
1956		1,503.00				1,503.00
1957		1,955.00				1,955.00
1958		1,650.00				1,650.00
1959		1,830.00				1,830.00
1960		3,263.00				3,263.00
1961		3,295.00				3,295.00
1962	463.00	1,549.00				2,012.00
1963	2,995.00	968.00				3,963.00
1964	3,980.00	1,071.00				5,051.00
1965	64.00	1,481.00				1,545.00
1966	40.00	1,651.00		100.00		1,791.00
1967	32.00	2,655.00		103.07		2,790.07
1968	135.00	2,407.00		102.15		2,644.15
1969	102.00	1,655.00		101.23		1,858.23
1970		2,200.00		277.39		2,477.39
1971		1,700.00	16.90	273.21		1,990.11
1972	245.00	1,400.00	16.18	279.28		1,940.46
1973	29.00	1,921.00	42.00	575.30		2,567.30
1974	28.00	2,972.00	41.71	389.55		3,431.26
1975	196.00	2,836.00	91.49	258.72	2.00	3,384.21
1976	700.00	2,883.00	13.38	177.57		3,773.95
1977	334.00	2,588.00	7.77	141.00	19.00	3,089.77
1978	1,722.00	2,464.00	26.24	209.69	63.00	4,484.93
1979	737.00	4,225.00	2.11	176.33	292.00	5,432.45
1980	2,887.00	9,351.00	3.22	149.95	1.10	12,392.26
1981	4,654.00	17,999.00	23.02	236.00	180.00	23,092.02
1982	9,705.00	22,402.00	11.79	386.00	22.00	32,526.79
1983	9,845.00	20,057.00	202.57	525.00	109.07	30,738.64
1984	10,924.93	16,810.00	49.00	743.00	36.00	28,562.93
1985	9,270.00	28,506.00	69.18	444.00	62.13	38,351.31
1986	4,954.00	25,885.00	18.18	897.00	143.06	31,897.24
1987	4,964.00	18,805.00	17.31	280.00	97.24	24,163.55
1988	2,315.01	21,146.00	12.00	212.00	51.31	23,736.32
1989	2,466.00	23,492.00	19.56	373.00	31.82	26,382.38
1990	3,241.00	22,350.00	27.42	416.00	75.87	26,110.29
1991	6,935.00	24,096.00	10.36	662.79	107.74	31,811.88
1992	7,389.00	21,112.00	11.23	459.30	63.03	29,034.56
1993	12,397.00	19,902.00	11.71	421.00	92.09	32,823.80
1994	5,712.00	22,855.00	8.57	1,296.00	77.52	29,949.09
1995	2,059.00	17,744.00	33.71	1,941.90	81.00	21,859.61
1996	3,349.00	23,741.00	11.31	374.79	85.50	27,561.60
1997	4,347.00	27,045.00	6.15	232.31	81.31	31,711.76
1998	3,826.00	24,727.00	18.80	411.71	103.53	29,087.04
1999	2,936.00	23,881.00	56.59	331.88	150.06	27,355.53
2000	3,063.35	25,641.00	22.28	424.50	42.28	29,193.41
2001	5,297.10	25,142.30	59.45	886.63	65.28	31,450.76
2002	2,116.05	18,736.88	318.01	344.09	84.49	21,599.52
2003	2,296.30	21,990.30	81.16	303.21	77.56	24,748.53
2004	2,769.12	24,081.60	179.40	329.53	101.84	27,461.48
2005	1,966.57	26,027.60	178.84	314.12	29.45	28,516.57
2006	2,045.01	23,766.12	256.36	324.22	60.81	26,452.51
2007	1,209.25	23,897.94	50.52	210.47	71.33	25,439.51
2008	901.28	20,701.94	40.66	303.70	65.57	22,013.16
2009	2,034.57	23,518.10	19.58	78.83	123.21	25,774.29
2010	1,943.16	22,803.47	851.88	210.34	97.78	25,906.62
2011	1,859.49	29,468.12	351.71	227.05	481.31	32,387.68
2012	1,582.03	30,692.80	49.87	167.45	342.58	32,834.73
2013	907.74	32,187.12	639.95	245.93	547.54	34,528.28
2014	1,081.25	24,813.95	433.61	287.75	551.52	27,168.09
2015	2,243.09	17,537.76	187.41	190.32	558.57	20,717.15
2016	1,912.29	16,810.42	788.61	203.45	1,347.31	21,062.09
2017	2,150.27	14,646.53	258.65	244.67	5,490.89	22,791.00
2018	1,226.30	14,926.46	290.31	209.61	4,618.91	21,271.59
2019	876.46	15,409.55	388.69	181.71	2,240.82	19,097.22
2020	1,008.94	14,593.47	174.36	61.39	2,344.38	18,182.56

**Table 3.** Merge of the “faux poisson” SKJ catch series (shaded in yellow).









**Table 6.** Fleet structure for the East Atlantic Skipjack stock.

Fleet	Fleet Name	Description	Time Period	Gear	Area	Catch (Flagname or fleet code ICCAT)	Size Fleet code	Abundance indices
1	PS EU 63-85	Purse seine ETRO EU (Spain France)	1963 - 1985	PS	East ATL	CAN, CYM, CIV, CUB, EU(SPA, FRA, POR), JPN, MAR, PAN, SEN, ZAF, USSR	EU (SPA,FRA,POR), FIS, NIE Etro, Maroc, CIV, PAN, SEN, ZAF, CAN, JPN)	
2	PS EU 86-90	Purse seine ETRO EU (Spain France)	1986 -1990	PS	East ATL	CUB, EU(SPA, FRA, POR), JPN, MAR, NOR, PAN, SEN, ZAF	EU (SPA,FRA,POR), FIS, NIE Etro, Maroc, CIV, PAN, SEN, JPN, VUN)	
3	PS EU FSC 91+	Purse seine ETRO Free-school (FSC)	1991 - 2020	PS-FSC	East ATL	ANG, BLZ, CPV, COG, CIV, CUB, CUW, SLV, EU(SPA, FRA, POR), GTM, GNQ, JPN, KOR, LIB, MAR, NEI, NOR, PAN, RUS, SEN	EU (SPA,FRA), FIS, NIE Etro, BLZ, MAR, CPV, CUW, SLV, GTM, PAN, SEN, RUS, SVT, VUN)	Catch Ratio 1990-2018 ONLY as Sensitivity Analysis
4	PS EU FAD 91+	Purse seine ETRO FOB/FAD	1991 - 2020	PS-FAD	East ATL	BLZ, CPV, CIV, CUB, CUW, SLV, EU(SPA, FRA), GMT, MAR, NEI, NOR, PAN, SEN, STV, VUT	EU (SPA,FRA), NIE Etro, BLZ, CPV, CUW, SLV, GTM, MAR, PAN, SEN, SVT)	EchoSunder 2010-2020 as Whole ESKJ Population PS FAD VAST 2010-2020 (yearly or <b>new quartely</b> )
5	PSBB Ghana	Ghana purse seine and baitboat	All	PS + BB	East ATL	GHA Add catch E-SJK PS VEN, USA <b>Add catch other gears</b>	GHA	
6	BB South Dakar	Baitboat south Dakar	All	BB	South of 10° N	ANG, CPV, CUW, EU(SPA, FRA, POR), GAB, JPN, KOR, MAR, NAM, PAN, SEN, STV, UK-STH	ANG, CPV, CUW, EU (SPA, FRA, POR), JPN, KOR, FIS, NAM, PAN, SEN, SVT, UK-STH, VEN	
7	BB Dakar 62-80	Baitboat Dakar 62-80	1962 - 1980	BB	10° N to 25 N° Lat	CPV, EU(SPA,FRA), SEN	EU FRA, FIS	Dakar BB 1969- <b>(1980)</b>
8	BB Dakar 81+	Baitboat Dakar 81+	1981 - 2020	BB	10° N to 25 N° Lat	CPV, CUW, EU(SPA, FRA, POR), PAN, SEN, STV	CPV, CUW, EU (SPA, FRA), PAN, SEN, STV, VEN	Dakar BB <b>(1981)</b> -2012
9	BB North 25 lat	Baitboat North 25	All	BB	North of 25 N° Lat	CPV, EU(SPA,FRA), MAR	CPV, EU (SPA, POR)	Canary BB 1980-2013 Azores BB 1963-2013
10	LL fleets	All longline fleets	All	LL	East ATL	JPN, CHN, CIV, EU-SPA, EU-POR,KOR, PAN, STV, CTP, MAR	JPN, CIV, CUB, CTP	

**Table 7.** Fleet structure for the West Atlantic Skipjack stock.

Fleet	Fleet Name	Description	Time Period	Gear	Area	Catch (Flagname or fleet code ICCAT)	Size Fleet code	CPUE available
1	PS West Atl	Purse seine	All	PS	West ATL	VEN, USA	USA, VEN	PS Venezuela: 1987-2020
2	BB West	Baitboat	All	BB	West ATL	BRA, VEN, CUB, JPN, PAN,	BRA, VEN, CUB, JPN, VEN	Brazil BB: 2000-2021 Historic Brazil BB: 1981 -1999
3	LL USMXCA	Longline USA, Mexico and Canada	All	LL	West ATL	BRB, CAN, EU-SPA, EU-FRA, EU-POR, KOR, MEX, STV, USA, GRD, DMA	MEX	USA LL: 1993-2020
4	LL JPNCTP	Longline Japan and Chinese-Taipei	All	LL	West ATL	JPN, CTP <b>Add catch other gears</b>	JPN, CTP	GOM larvae: sensitivity only
5	HL_RR	Handline Brazil Rod & Reel USA	All	HL+RR+SP	West ATL	BRA, USA	BRA, USA	Brazil HL: 2010- <b>2016</b>

**Table 8.** List of decisions made regarding life history assumptions for the 2014 and 2022 skipjack stock assessment models.

	<b>2014</b>	<b>2022 (PROPOSAL)</b>	
	<b>SAME ASSUMPTIONS E &amp; W</b>	<b>SAME ASSUMPTIONS E &amp; W</b>	
	<i>surplus production models</i>	<i>surplus production models</i>	<i>SS</i>
<b>Growth parameters</b>	Paired values of $K$ , $L_{inf}$ , and $t_0$ were chosen from published von Bertalanffy growth curves <sup>1</sup> . For each iteration, a set of von Bertalanffy parameters was randomly selected and the mean size-at-age was calculated.	Generate dummy age-length pairs based on selection of growth curves + some level of variability in size at age. Fit VB to resulting set of predicted values and extract median and percentiles to use as the 3 growth assumptions for the uncertainty grid. Compare results from using Atlantic-only models vs. all models.	Generate dummy age-length pairs based on selection of growth curves + some level of variability in size at age. Fit VB to resulting set of predicted values and extract median and percentiles to use as the 3 (fixed) growth assumptions for the uncertainty grid. Compare results from using Atlantic-only models vs. all models.  Specify CV based on upper limit of CI reaching the largest fish observed in the catch (~120cm)
<b>Natural mortality</b>	Normal prior ( $\mu_i$ , 0.04) where $\mu_i$ is the mortality at age $i$ . $L < 15$ cm: $12.01 \cdot \exp(-0.08 \cdot L) + (0.0005 \cdot L^2) + 1.77$ $L \geq 15$ cm: $12.01 \cdot \exp(-0.08 \cdot L) + (0.0005 \cdot L^2)$  (Gaertner 2015 approach) and size at age is derived from the various growth models chosen	Use Lorenzen's model for a vector of $M$ at age and adjust the $M$ of age 6 to the expected .... For each of the growth models.	
<b>Maximum age</b>	6 years	Same as 2014	
<b>Length-weight relationship</b>	$W(\text{kg}) = 7.480 \times 10^{-6} \cdot \text{FL}(\text{cm})^{3.253}$ (Entire Atlantic)	Same as 2014	

<sup>1</sup> Chu Vien Tinh, 2000; Tanabe et al., 2003; Chur and Zharov, 1983; Yao 1981 in Wild and Hampton, 1994; Uchiyama and Strushaker, 1981; Chi and Yang 1973 IN Wild and Hampton, 1994; Joseph and Calkins, 1969.

**Table 8 (Continued).** List of decisions made regarding life history assumptions for the 2014 and 2022 skipjack stock assessment models.

	<b>2014</b>	<b>2022 (PROPOSAL)</b>	
	<b>SAME ASSUMPTIONS E &amp; W</b>	<b>SAME ASSUMPTIONS E &amp; W</b>	
	<i>surplus production models</i>	<i>surplus production models</i>	<i>SS</i>
<b>Maturity</b>	Size at 50% maturity = 42cm (approx. 9.5 months old) and fully mature at 55cm. A 3-line model, fixed at zero for ages 0 to 6 months, linear increasing at a rate of 0.125 (1/8) from 6 to 14 months, and fixed at one for 14+ months	Same as 2014	
<b>Fecundity</b>		NA	Female SSB
<b>Spawner-Recruit relationship</b>	Beverton-Holt, steepness beta prior with mode of 0.9 <sup>2</sup>	Fixed values of <i>h</i> : 0.7, 0.8, 0.9 based on 10 <sup>th</sup> , 50 <sup>th</sup> and 90 <sup>th</sup> percentile of Beta (18,4) distribution.	Fixed values of <i>h</i> : 0.7, 0.8, 0.9 based on 10 <sup>th</sup> , 50 <sup>th</sup> and 90 <sup>th</sup> percentile of Beta (18,4) distribution. Sigma R: attempt estimation. If needed fix it.

<sup>2</sup> This is based upon examination of the prior distribution for *h* used in the Western Pacific skipjack and yellowfin tuna assessments (Beta (18, 4) distribution) but allowing a greater density towards lower values of steepness

**Table 9.** Available E-SKJ abundance indices for the 2022 stock assessment.

Name	EU Echosounder	Catch Ratio YFT/SKJ	
SCRS Doc	SCRS/2022/026	SCRS/2022/031	
<b>Use in 2022 Assessment</b>		Yes	only sensitivity
Year	Quarter	Scaled index	SE
1990	1		
1990	2		0.314 0.347
1990	3		0.229 0.358
1990	4		0.404 0.344
1991	1		0.552 0.298
1991	2		0.713 0.344
1991	3		0.155 0.327
1991	4		0.193 0.301
1992	1		0.408 0.301
1992	2		0.248 0.314
1992	3		0.040 0.331
1992	4		0.073 0.321
1993	1		0.195 0.300
1993	2		0.148 0.305
1993	3		0.077 0.344
1993	4		0.133 0.303
1994	1		0.134 0.319
1994	2		0.182 0.305
1994	3		0.040 0.321
1994	4		0.055 0.294
1995	1		0.131 0.297
1995	2		0.112 0.297
1995	3		0.090 0.331
1995	4		0.107 0.284
1996	1		0.143 0.296
1996	2		0.090 0.308
1996	3		0.059 0.312
1996	4		0.142 0.293
1997	1		0.266 0.294
1997	2		0.092 0.311
1997	3		0.072 0.343
1997	4		0.115 0.345
1998	1		0.446 0.564
1998	2		0.109 0.540
1998	3		0.413 0.487
1998	4		0.118 0.447
1999	1		1.039 0.486
1999	2		0.388 0.399
1999	3		0.241 0.378
1999	4		0.225 0.583
2000	1		0.436 0.377
2000	2		0.280 0.353
2000	3		0.213 0.411
2000	4		0.322 0.331
2001	1		0.469 0.363
2001	2		0.181 0.385
2001	3		0.493 0.377
2001	4		0.399 0.396
2002	1		0.940 0.368
2002	2		0.421 0.358
2002	3		0.230 0.371
2002	4		0.402 0.350
2003	1		0.507 0.354
2003	2		0.589 0.359
2003	3		0.299 0.371
2003	4		0.468 0.387
2004	1		0.398 0.369
2004	2		0.251 0.342
2004	3		0.452 0.372
2004	4		0.528 0.339
2005	1		0.279 0.368
2005	2		0.423 0.371
2005	3		0.329 0.320
2005	4		0.484 0.328

Name	EU Echosounder	Catch Ratio YFT/SKJ	
SCRS Doc	SCRS/2022/026	SCRS/2022/031	
<b>Use in 2022 Assessment</b>		Yes	only sensitivity
Year	Quarter	Scaled index	SE
2006	1		0.3865 0.3218
2006	2		0.3617 0.3381
2006	3		0.7208 0.3466
2006	4		0.4665 0.315
2007	1		0.6143 0.3697
2007	2		0.3334 0.3408
2007	3		0.5454 0.3532
2007	4		0.5654 0.3285
2008	1		0.4799 0.3289
2008	2		0.2163 0.3728
2008	3		0.2173 0.3643
2008	4		0.2233 0.3594
2009	1		0.2189 0.3751
2009	2		0.2831 0.3754
2009	3		0.4846 0.3342
2009	4		0.6264 0.3314
2010	1	1.624	0.249 0.5983 0.3523
2010	2	1.377	0.208 0.4617 0.3462
2010	3	1.033	0.161 0.337 0.3397
2010	4	1.952	0.304 0.5075 0.3392
2011	1	1.357	0.218 0.7778 0.4255
2011	2	1.446	0.223 0.7168 0.3324
2011	3	0.663	0.103 0.9154 0.3224
2011	4	0.825	0.125 0.6885 0.3226
2012	1	0.631	0.098 0.663 0.3504
2012	2	1.082	0.167 0.8068 0.3616
2012	3	0.561	0.087 0.7687 0.3688
2012	4	0.517	0.078 0.3507 0.3908
2013	1	0.669	0.1 0.7045 0.3743
2013	2	0.737	0.103 0.6877 0.3791
2013	3	0.57	0.072 0.7993 0.374
2013	4	0.954	0.115 0.6679 0.3235
2014	1	0.828	0.108 0.3253 0.4103
2014	2	0.745	0.093 0.3799 0.3765
2014	3	0.79	0.091 0.4798 0.3395
2014	4	0.86	0.089 0.3794 0.3425
2015	1	0.758	0.089 0.4911 0.4038
2015	2	0.762	0.091 0.3392 0.3535
2015	3	0.81	0.081 0.4627 0.3215
2015	4	0.944	0.083 0.3772 0.3363
2016	1	0.761	0.084 0.5161 0.4521
2016	2	0.863	0.118 0.2837 0.3675
2016	3	0.846	0.097 0.4267 0.3825
2016	4	0.903	0.09 0.2724 0.3481
2017	1	0.768	0.088 0.1954 0.4519
2017	2	0.996	0.123 0.6455 0.4036
2017	3	1.097	0.135 0.5454 0.3747
2017	4	1.493	0.151 0.4403 0.3574
2018	1	1.434	0.161 0.4936 0.3882
2018	2	1.979	0.244 0.8801 0.4113
2018	3	1.485	0.175 0.4466 0.4381
2018	4	1.585	0.174 0.8618 0.3742
2019	1	1.749	0.232
2019	2	1.524	0.202
2019	3	1.418	0.196
2019	4	1.577	0.2
2020	1	1.341	0.196
2020	2	1.838	0.235
2020	3	1.122	0.148
2020	4	1.471	0.185



**Table 9.** Continued.

Name	EU PS VAST		W-Med RR		Azores BB		Canary BB		Dakar BB	
SCRS Doc	SCRS/2022/028		SCRS/2019/169		Assessment 2014		Assessment 2014		Assessment 2014	
Use in 2022 Assessment	Yes		No		Continuity runs		Continuity runs		Continuity runs	
Year	Scaled index	SE	Scaled index	SE	index	SE	index	SE	index	SE
1960										
1961										
1962										
1963					0.135	0.391				
1964					0.983	1.342				
1965					0.321	0.544				
1966					1.436	1.215				
1967					0.215	0.403				
1968					0.553	1.079				
1969					0.051	0.133			0.743	0.595
1970					0.007	0.021			0.788	1.039
1971					1.171	1.728			0.808	1.043
1972					0.466	0.910			0.792	1.043
1973					0.091	0.205			0.790	1.039
1974					0.035	0.086			0.831	1.039
1975					0.010	0.030			0.755	1.038
1976					0.294	0.645			0.792	1.040
1977					1.612	1.306			0.752	1.038
1978					1.328	1.511			0.930	1.099
1979					0.733	1.048			0.909	1.100
1980					0.715	0.717	0.959	0.729	0.667	1.038
1981					1.079	0.970	1.225	1.161	1.009	1.038
1982					1.549	1.254	1.443	1.369	0.954	1.039
1983					0.386	0.586	0.677	0.692	0.876	1.037
1984					1.480	1.507	0.901	0.898	1.023	1.100
1985					0.222	0.399	1.839	1.796	0.791	1.040
1986					0.721	0.999	0.867	0.869	0.897	1.039
1987					1.181	1.386	0.938	0.953	1.051	1.039
1988					2.682	1.853	1.146	1.150	1.075	1.037
1989					1.844	1.661	1.483	1.416	1.143	1.100
1990					0.068	0.131	1.558	1.515	1.142	1.037
1991					1.818	1.745	1.192	1.163	0.953	0.972
1992					0.864	1.317	1.137	1.136	0.975	1.007
1993					0.760	1.006	0.707	0.739	1.166	0.984
1994					1.377	1.487	1.169	1.138	1.047	0.974
1995					0.279	0.439	1.042	1.000	0.954	0.977
1996					0.808	1.078	1.026	1.051	1.066	0.974
1997					0.424	0.709	1.046	1.096	1.008	0.965
1998					0.586	0.734	2.241	2.229	1.207	0.966
1999					1.047	0.835	0.702	0.721	1.172	0.961
2000					0.838	0.785	0.705	0.746	0.994	0.961
2001					1.019	0.818	0.641	0.678	1.104	0.963
2002					1.303	1.324	0.226	0.242	1.128	0.964
2003					2.069	1.475	0.745	0.792	1.087	0.964
2004					1.490	1.105	0.750	0.794	1.044	0.965
2005					1.266	1.028	0.855	0.907	1.158	0.968
2006			0.160	0.072	2.062	1.737	0.893	0.928	1.088	0.967
2007			0.253	0.060	2.651	1.876	0.565	0.593	1.178	0.969
2008			0.220	0.068	2.779	1.850	0.946	0.969	1.072	0.973
2009					0.232	0.389	0.751	0.798	1.156	0.968
2010	0.838	0.325	0.320	0.227	3.604	2.544	0.771	0.811	1.192	0.966
2011	0.991	0.328	0.224	0.130	1.572	1.350	0.669	0.723	1.344	0.968
2012	1.016	0.336	0.228	0.042	0.243	0.396	1.381	1.361	1.391	0.972
2013	1.006	0.346	0.339	0.073	0.538	0.913	0.801	0.839		
2014	0.987	0.353	0.443	0.043						
2015	1.030	0.365	0.371	0.043						
2016	1.208	0.371	0.248	0.030						
2017	0.693	0.383	0.237	0.033						
2018	0.747	0.392	0.209	0.032						
2019	0.859	0.403								

**Table 10.** Available W-SKJ abundance indices for the 2022 stock assessment.

Name	BRA BB		BRA HL schools		USA GOM		USA LL observer		VEN PS	
SCRS Doc	SCRS/2022/029		SCRS/2022/036		SCRS/2022/040		SCRS/2022/037		SCRS/2022/039	
Use in 2022	Yes + use early period of BRA		Yes for West up to 2016 only,		only sensitivity		Yes		Yes	
Assessment	BB 1981 1999 (2014 SA)		re-estimate w/o 2017-2020							
Year	Scaled index	SE	Scaled index	SE	Scaled index	CV	Scaled index	CV	Scaled index	CV
1981										
1982					1.795	0.164				
1983					0.512	0.279				
1984					0.524	0.230				
1985					0.031	1.449				
1986					0.337	0.356				
1987					0.142	0.368			0.906	0.300
1988					0.176	0.361			0.780	0.280
1989					0.833	0.209			0.887	0.280
1990					0.663	0.148			0.925	0.390
1991					0.664	0.273			1.132	0.270
1992					0.464	0.280			0.992	0.230
1993					0.997	0.150	0.390	0.230	1.059	0.300
1994					0.838	0.193	0.650	0.230	0.944	0.320
1995					0.644	0.132	0.350	0.220	0.720	0.340
1996					0.503	0.255	1.360	0.260	1.003	0.500
1997					0.451	0.193	0.510	0.260	1.409	0.240
1998					0.748	0.194	2.170	0.230	1.454	0.310
1999					0.637	0.192	0.820	0.210	0.866	0.320
2000	1.214	0.124			0.815	0.173	0.870	0.240	1.172	0.220
2001	1.073	0.101			0.976	0.203	1.250	0.230	1.108	0.300
2002	1.020	0.100			0.755	0.172	0.300	0.410	1.325	0.220
2003	0.768	0.101			1.179	0.223	1.120	0.220	0.957	0.270
2004	0.935	0.100			1.618	0.277	1.430	0.180	0.914	0.190
2005	1.029	0.105			0.687	0.197	1.370	0.170	0.855	0.180
2006	1.310	0.107			0.886	0.176	1.980	0.180	0.653	0.250
2007	1.355	0.101			0.947	0.178	1.080	0.170	0.438	0.200
2008	1.300	0.101			0.958	0.127	0.940	0.160	0.610	0.190
2009	1.303	0.104			1.195	0.220	1.110	0.150	0.731	0.230
2010	1.076	0.102	0.095	0.296	1.618	0.246	0.660	0.170	0.903	0.280
2011	1.525	0.098	0.290	0.113	1.803	0.151	2.050	0.160	0.780	0.360
2012	1.854	0.098	0.239	0.115	0.985	0.167	1.460	0.160	0.796	0.220
2013	1.167	0.105	0.403	0.211	2.249	0.138	0.610	0.160	1.059	0.220
2014	0.917	0.110	1.063	0.370	1.648	0.129	0.580	0.160	1.078	0.180
2015	0.819	0.124	0.645	0.027	1.900	0.098	0.830	0.170	1.613	0.340
2016	0.620	0.197	0.456	0.065	1.927	0.114	1.340	0.160	1.390	0.290
2017	0.442	0.108	2.112	0.086	2.369	0.127	0.870	0.180	1.210	0.250
2018	0.488	0.109	1.842	0.023	1.344	0.148	0.620	0.190	1.065	0.290
2019	0.520	0.112	2.148	0.042	1.183	0.120	0.840	0.210	1.210	0.210
2020	0.679	0.103	1.707	0.077			0.430	0.280	1.057	0.820
2021	0.585	0.108								

**Table 11.** Nominal and standardized (Delta lognormal mixed model) CPUE series (t/fishing operation) for the Venezuelan baitboat fleet (1987-2020) estimated from logbooks. UCI: Upper confidence interval, LCI: Lower confidence interval, CV: Coefficient of variation, SD: Standard deviation.

Year	n	Nominal CPUE	Standardized CPUE	UCI	LCI	CV	SD
1987	521	1.05	1.52	1.57	0.43	0.37	0.57
1988	891	1.47	1.40	1.80	0.04	0.63	0.88
1989	565	0.88	0.90	0.98	0.20	0.44	0.39
1990	1029	0.29	0.54	0.61	0.09	0.48	0.26
1991	1117	0.46	0.60	0.64	0.14	0.42	0.25
1992	740	0.40	0.58	0.69	0.07	0.54	0.31
1993	850	0.28	0.55	0.69	0.03	0.60	0.33
1994	602	0.48	0.57	0.70	0.05	0.57	0.32
1995	621	0.54	0.69	0.67	0.24	0.32	0.22
1996	813	0.48	0.77	1.14	0.13	0.83	0.64
1997	685	0.49	0.55	0.68	0.05	0.57	0.32
1998	981	0.87	0.80	1.17	0.12	0.81	0.65
1999	944	0.43	0.69	0.90	0.00	0.65	0.45
2000	1181	0.72	1.01	0.97	0.36	0.30	0.31
2001	1068	0.64	0.71	0.83	0.10	0.52	0.37
2002	816	0.53	0.63	0.75	0.07	0.54	0.34
2003	758	0.72	0.75	0.93	0.06	0.57	0.43
2004	686	0.97	1.14	1.35	0.14	0.53	0.61
2005	480	0.63	0.69	0.83	0.07	0.55	0.38
2006	345	0.23	0.32	0.38	0.03	0.56	0.18
2007	277	1.15	0.99	1.11	0.19	0.47	0.46
2008	139	0.36	0.66	0.80	0.07	0.55	0.36
2009	238	0.25	0.29	0.48	0.11	1.02	0.29
2010	173	0.25	0.29	0.50	0.12	1.09	0.31
2011	322	0.63	0.76	0.86	0.14	0.47	0.36
2012	206	0.30	0.52	0.51	0.17	0.33	0.17
2013	265	0.57	0.84	1.10	0.01	0.65	0.55
2014	151	0.32	0.80	0.98	0.06	0.58	0.46
2015	119	0.12	0.29	0.37	0.01	0.62	0.18
2016	370	0.58	1.06	1.20	0.20	0.47	0.50
2017	668	0.32	0.64	0.74	0.11	0.49	0.31
2018	275	0.29	0.64	0.67	0.16	0.40	0.25
2019	214	0.21	0.74	0.62	0.35	0.18	0.13
2020	23	0.16	0.42	0.49	0.07	0.82	0.21

**Table 12.** The uncertainty grid for the assessment models for West and East SKJ, based on assumptions of i) steepness (3 levels), and ii) the growth/natural mortality at age (corresponding 0.25, 0.5, and 0.75 quantiles of the SKJ growth model estimated at the Data Preparatory meeting and equivalent vectors of M at age (SCRS/2022/093)).

Axis of uncertainty \ levels			
Steepness $h$	0.7	0.8	0.9
Growth + M-at-age See below for details	A	B	C

**Table 13.** Natural mortality at age rescaled inside SS3 using Lorenzen function applied to the uncertainty grid proposed during the SKJ Data Preparatory meeting and presented in SCRS Document SCRS/2022/093.

West SKJ		von Bertalanffy growth parameters				Natural mortality at age estimates						
Steepness <i>h</i>	quantile	<i>L<sub>inf</sub></i>	<i>K</i>	<i>t0</i>	<i>M_0</i>	<i>M_1</i>	<i>M_2</i>	<i>M_3</i>	<i>M_4</i>	<i>M_5</i>	<i>M_6</i>	
<b>0.6</b>	<b>0.25</b>	67	0.54	-0.09	1.3967	0.81126	$\frac{0.67122}{2}$	0.610485	0.580039	0.563692	0.55	
	<b>0.5</b>	76	0.53	-0.31	1.20679	0.705582	0.59886	0.550303	0.525327	0.511685	0.5	
	<b>0.75</b>	86	0.49	-0.49	1.18466	0.689097	$\frac{0.59027}{2}$	0.542923	0.517574	0.503206	0.49	
<b>0.7</b>	<b>0.25</b>	67	0.54	-0.09	1.3967	0.81126	$\frac{0.67122}{2}$	0.610485	0.580039	0.563692	0.55	
	<b>0.5</b>	76	0.53	-0.31	1.20679	0.705582	0.59886	0.550303	0.525327	0.511685	0.5	
	<b>0.75</b>	86	0.49	-0.49	1.18466	0.689097	$\frac{0.59027}{2}$	0.542923	0.517574	0.503206	0.49	
<b>0.8</b>	<b>0.25</b>	67	0.54	-0.09	1.3967	0.81126	$\frac{0.67122}{2}$	0.610485	0.580039	0.563692	0.55	
	<b>0.5</b>	76	0.53	-0.31	1.20679	0.705582	0.59886	0.550303	0.525327	0.511685	0.5	
	<b>0.75</b>	86	0.49	-0.49	1.18466	0.689097	$\frac{0.59027}{2}$	0.542923	0.517574	0.503206	0.49	

East SKJ		von Bertalanffy growth parameters			L at age 1	Recruitment Quarter	M at season	Natural mortality at age estimates					
quantile	<i>L<sub>inf</sub></i>	<i>K</i>	<i>t0</i>	<i>M_0</i>				<i>M_1</i>	<i>M_2</i>	<i>M_3</i>	<i>M_4</i>	<i>M_5</i>	<i>M_6</i>
<b>0.25</b>	<b>67</b>	<b><math>\frac{0.5}{4}</math></b>	<b>-0.09</b>	<b>29.81</b>	1	1	1.84987	0.912655	0.707103	0.626263	0.587373	$\frac{0.56691}{6}$	0.55
					1	2	1.44007	0.83818	0.680436	0.613943	0.581023	$\frac{0.56345}{8}$	0.548804
					1	3	1.19462	0.782861	0.658787	0.603581	0.575589	$\frac{0.56047}{3}$	0.547764
					1	4	1.02652	0.740432	0.641006	0.594818	0.570926	$\frac{0.55789}{1}$	0.546858
					2	1	1.84526	1.02396	0.738585	0.639407	0.593334	$\frac{0.56950}{2}$	0.55
					2	2	1.84526	0.910379	0.705339	0.624701	0.585907	$\frac{0.56550}{2}$	0.548628

					2	3	1.43648	0.83609	0.678738	0.612412	0.579573	0.56205 3	0.547435
					2	4	1.19164	0.780908	0.657144	0.602075	0.574153	0.55907 5	0.546397
					3	1	1.83998	1.18823	0.778673	0.655263	0.600352	0.57251	0.55
					3	2	1.83998	1.02103	0.736471	0.637577	0.591636	0.56787 2	0.548426
					3	3	1.83998	0.907773	0.70332	0.622913	0.58423	0.56388 3	0.547058
					3	4	1.43237	0.833696	0.676796	0.610659	0.577914	0.56044 4	0.545868
					4	1	1.83393	1.42766	0.830957	0.674572	0.608652	0.57601 5	0.55
					4	2	1.83393	1.18433	0.776114	0.653109	0.598379	0.57062 9	0.548193
					4	3	1.83393	1.01767	0.734051	0.635482	0.589692	0.56600 6	0.546624
					4	4	1.83393	0.90479	0.701009	0.620866	0.582311	0.56203	0.54526
<b>0.5</b>	<b>76</b>	<b>0.5 3</b>	<b>-0.31</b>	<b>38</b>	1	1	1.71007	0.778567	0.626788	0.563015	0.531357	0.51437 5	0.5
					1	2	1.27527	0.725203	0.606028	0.553064	0.526114	0.51147 5	0.498983
					1	3	1.03291	0.684384	0.588978	0.54464	0.521609	0.50896 3	0.498096
					1	4	0.873318	0.652374	0.574838	0.537475	0.517727	0.50678 3	0.497322
					2	1	1.7061	0.871286	0.650856	0.5735	0.536225	0.51652 2	0.5
					2	2	1.7061	0.776756	0.62533	0.561705	0.530121	0.51317 8	0.498837
					2	3	1.27231	0.723516	0.604618	0.551777	0.52489	0.51028 5	0.497822
					2	4	1.0305	0.682792	0.587608	0.543373	0.520395	0.50777 9	0.496937
					3	1	1.70155	1.02776	0.680973	0.586043	0.541926	0.51900 9	0.5
					3	2	1.70155	0.868966	0.649123	0.571973	0.534797	0.51514 7	0.498669
					3	3	1.70155	0.774687	0.623665	0.560209	0.528709	0.51181 2	0.497508

					3	4	1.26892	0.721589	0.603008	0.550307	0.523492	0.50892 7	0.496497
					4	1	1.69636	1.26505	0.719389	0.601169	0.54863	0.52189 7	0.5
					4	2	1.69636	1.02463	0.678897	0.584256	0.540274	0.51742 7	0.498476
					4	3	1.69636	0.866316	0.647144	0.570229	0.533166	0.51357 6	0.497148
					4	4	1.69636	0.772326	0.621763	0.558501	0.527097	0.51025 1	0.495992
<b>0.75</b>	<b>86</b>	<b>0.4 9</b>	<b>-0.49</b>	<b>44.55</b>	1	1	1.76119	0.753617	0.616612	0.555402	0.523695	0.50603 6	0.49
					1	2	1.27176	0.706615	0.596987	0.54556	0.518308	0.50294 7	0.488881
					1	3	1.01203	0.669841	0.580666	0.537147	0.513637	0.50024 5	0.487895
					1	4	0.845547	0.640466	0.566974	0.529922	0.509575	0.49788	0.487026
					2	1	1.75663	0.843359	0.638808	0.565507	0.528551	0.50825 6	0.49
					2	2	1.75663	0.751667	0.615016	0.553964	0.522339	0.50472 6	0.488732
					2	3	1.26847	0.704786	0.595442	0.544148	0.516967	0.50164 5	0.487616
					2	4	1.00941	0.668108	0.579163	0.535757	0.512308	0.49895 1	0.486632
					3	1	1.75148	1.00645	0.666148	0.577465	0.534186	0.51080 5	0.49
					3	2	1.75148	0.840885	0.636934	0.563848	0.527001	0.50676 6	0.488563
					3	3	1.75148	0.749462	0.613212	0.552339	0.520807	0.50324 6	0.487298
					3	4	1.26475	0.702719	0.593695	0.542552	0.515451	0.50017 4	0.486185
					4	1	1.74565	1.26054	0.700382	0.591721	0.540748	0.51373 7	0.49
					4	2	1.74565	1.0031	0.663933	0.575544	0.532409	0.50910 6	0.48837
					4	3	1.74565	0.838089	0.634816	0.561973	0.525248	0.50508	0.486938
					4	4	1.74565	0.74697	0.611173	0.550503	0.519075	0.50157 2	0.485678

**Table 14.** Summary of the uncertainty grid scenarios for East Atlantic skipjack tuna.  $B_{MSY}/K$  are input parameters derived from the ASEM model as priors.

Scenario	Model	r	$B_{MSY}/K$ (m)
S01	ASEM h = 0.7 Pella m	Lognormal (0.545, 0.284)	0.40
S02	ASEM h = 0.8 Pella m	Lognormal (0.607, 0.318)	0.41
S03	ASEM h = 0.9 Pella m	Lognormal (0.668, 0.330)	0.42
S04	ASEM h = 0.7 Pella m	Lognormal (0.416, 0.148)	0.38
S05	ASEM h = 0.8 Pella m	Lognormal (0.440, 0.184)	0.37
S06	ASEM h = 0.9 Pella m	Lognormal (0.466, 0.219)	0.36
S07	ASEM h = 0.7 Pella m	Lognormal (0.366, 0.142)	0.38
S08	ASEM h = 0.8 Pella m	Lognormal (0.385, 0.172)	0.36
S09	ASEM h = 0.9 Pella m	Lognormal (0.402, 0.206)	0.35

**Table 15.** Summary of sensitivity analysis runs for East Atlantic skipjack tuna.

Scenario	Model	Type	Indices
S05	Pella m	ASEM h = 0.8	+ EU PS VAST
S05	Pella m	ASEM h = 0.8	+ EU PS VAST + EU Echosounder
S05	Pella m	ASEM h = 0.8	+ EU PS VAST + EU Echosounder + AZO BB Past
S05	Pella m	ASEM h = 0.8	+ EU PS VAST + EU Echosounder + AZO BB Past + CAN BB Past
S05	Pella m	ASEM h = 0.8	+ EU PS VAST + EU Echosounder + AZO BB Past + CAN BB Past + DAK BB Past

**Table 16.** Summary of the uncertainty grid scenarios for West Atlantic skipjack tuna.  $B_{MSY}/K$  are input parameters derived from the ASEM model as priors.

Scenario	Model	r	$B_{MSY}/K$ (m)
S01	ASEM h = 0.7 Pella m	Lognormal (0.545, 0.284)	0.40
S02	ASEM h = 0.8 Pella m	Lognormal (0.607, 0.318)	0.41
S03	ASEM h = 0.9 Pella m	Lognormal (0.668, 0.330)	0.42
S04	ASEM h = 0.7 Pella m	Lognormal (0.416, 0.148)	0.38
S05	ASEM h = 0.8 Pella m	Lognormal (0.440, 0.184)	0.37
S06	ASEM h = 0.9 Pella m	Lognormal (0.466, 0.219)	0.36
S07	ASEM h = 0.7 Pella m	Lognormal (0.366, 0.142)	0.38
S08	ASEM h = 0.8 Pella m	Lognormal (0.385, 0.172)	0.36
S09	ASEM h = 0.9 Pella m	Lognormal (0.402, 0.206)	0.35



**Table 17.** Summary of sensitivity analysis runs for JABBA West Atlantic skipjack tuna.

<b>Scenario</b>	<b>Model</b>	<b>Type</b>	<b>Indices</b>
S05	Pella m	ASEM h = 0.8	+ BRA BB Past + BRA BB Present
S05	Pella m	ASEM h = 0.8	+ BRA BB Past + BRA BB Present + USA LL
S05	Pella m	ASEM h = 0.8	+ BRA BB Past + BRA BB Present + USA LL + BRA HL
S05	Pella m	ASEM h = 0.8	+ BRA BB Past + BRA BB Present + USA LL + BRA HL + VEN PS

**Table 18.** Summary of posterior quantiles presented in the form of marginal posterior medians and associated 95% credibility intervals of parameters for the Bayesian state-space surplus production models for East Atlantic skipjack tuna.

S01				S02			
Estimates	Median	LCI (2.50%)	UCI (97.50%)	Estimates	Median	LCI (2.50%)	UCI (97.50%)
$K$	1.268.825	774.129	2.230.156	$K$	1.127.863	692.823	1.805.619
$r$	0,756	0,435	1,273	$r$	0,915	0,507	1,496
$\psi_{(psi)}$	0,940	0,815	0,991	$\psi_{(psi)}$	0,940	0,813	0,991
$\sigma_{proc}$	0,104	0,056	0,171	$\sigma_{proc}$	0,099	0,054	0,171
S03				S04			
Estimates	Median	LCI (2.50%)	UCI (97.50%)	Estimates	Median	LCI (2.50%)	UCI (97.50%)
$K$	1.080.736	663.238	1.832.490	$K$	1.577.513	1.121.595	2.328.869
$r$	1,014	0,564	1,667	$r$	0,453	0,340	0,605
$\psi_{(psi)}$	0,940	0,816	0,991	$\psi_{(psi)}$	0,940	0,810	0,990
$\sigma_{proc}$	0,095	0,052	0,164	$\sigma_{proc}$	0,122	0,071	0,185
S05				S06			
Estimates	Median	LCI (2.50%)	UCI (97.50%)	Estimates	Median	LCI (2.50%)	UCI (97.50%)
$K$	1.509.670	1.036.906	2.405.568	$K$	1.414.773	966.329	2.266.726
$r$	0,507	0,355	0,732	$r$	0,566	0,367	0,868
$\psi_{(psi)}$	0,939	0,816	0,991	$\psi_{(psi)}$	0,939	0,816	0,991
$\sigma_{proc}$	0,116	0,065	0,180	$\sigma_{proc}$	0,113	0,061	0,179
S07				S08			
Estimates	Median	LCI (2.50%)	UCI (97.50%)	Estimates	Median	LCI (2.50%)	UCI (97.50%)
$K$	1.699.609	1.205.711	2.590.927	$K$	1.616.704	1.097.909	2.496.304
$r$	0,397	0,301	0,523	$r$	0,429	0,304	0,605
$\psi_{(psi)}$	0,940	0,814	0,991	$\psi_{(psi)}$	0,939	0,816	0,990
$\sigma_{proc}$	0,122	0,074	0,185	$\sigma_{proc}$	0,120	0,070	0,185
S09							
Estimates	Median	LCI (2.50%)	UCI (97.50%)				
$K$	1.585.391	1.065.949	2.469.064				
$r$	0,472	0,314	0,715				
$\psi_{(psi)}$	0,938	0,813	0,990				
$\sigma_{proc}$	0,116	0,065	0,181				

**Table 19.** A list of model parameters for the W-SKJ reference case of the stock synthesis model. No priors were used in this model, and no parameter was estimated at the bounds.

Label	Value	Phase	Min	Max	Init	SD	Type
SR_LN(R0)	11.4604	1	0.0001	20	11.13	0.09	SRR
Size_DblN_peak_PS_West(1)	48.6286	2	20	90	49.16	0.94	Sel
Size_DblN_top_logit_PS_West(1)	-12.1995	2	-15	15	-12.17	47.55	Sel
Size_DblN_ascend_se_PS_West(1)	4.37675	3	-4	12	4.43	0.18	Sel
Size_DblN_descend_se_PS_West(1)	4.79913	3	-10	6	4.78	0.3	Sel
Size_DblN_end_logit_PS_West(1)	-2.69686	3	-20	20	-2.28	0.5	Sel
Size_DblN_peak_BB_West(2)	55.3124	2	20	90	55.94	1.08	Sel
Size_DblN_top_logit_BB_West(2)	-11.9822	2	-15	15	-11.89	50.66	Sel
Size_DblN_ascend_se_BB_West(2)	4.87641	3	-4	12	4.9	0.18	Sel
Size_DblN_descend_se_BB_West(2)	4.67589	3	-10	6	4.73	0.32	Sel
Size_DblN_end_logit_BB_West(2)	-4.15657	3	-20	20	-4.59	4.2	Sel
Size_inflection_LL_USMX(3)	47.35	2	20	126	48.8	1.75	Sel
Size_95%width_LL_USMX(3)	8.46853	3	0.01	100	9.3	2.53	Sel
Size_inflection_LL_OTH(4)	76.1612	2	20	126	77.85	9.37	Sel
Size_95%width_LL_OTH(4)	13.601	3	0.01	100	13.43	7.28	Sel
Size_DblN_peak_HL_RR(5)	52.676	2	20	90	53.2	2.01	Sel
Size_DblN_top_logit_HL_RR(5)	-10.932	2	-15	15	-10.8	62.28	Sel
Size_DblN_ascend_se_HL_RR(5)	4.93594	3	-10	15	4.95	0.32	Sel
Size_DblN_descend_se_HL_RR(5)	3.26863	3	-10	15	2.98	1.45	Sel
Size_DblN_end_logit_HL_RR(5)	-0.997573	3	-20	20	-0.6	0.5	Sel
Size_DblN_peak_PS_West(1)_BLK1repl_2015	57.6126	2	20	90	57.63	1.7	Sel
Size_DblN_top_logit_PS_West(1)_BLK1repl_2015	-3.2507	2	-15	15	-2.98	1.07	Sel
Size_DblN_ascend_se_PS_West(1)_BLK1repl_2015	4.40235	3	-4	12	4.37	0.36	Sel
Size_DblN_descend_se_PS_West(1)_BLK1repl_2015	3.63638	3	-10	6	3.62	1.55	Sel
Size_DblN_end_logit_PS_West(1)_BLK1repl_2015	-1.39099	3	-20	20	-0.9	0.91	Sel

**Table 20.** Summary of posterior quantiles presented in the form of marginal posterior medians and the associated 95% credibility intervals of parameters for the Bayesian state-space surplus production models for West Atlantic skipjack tuna (uncertainty grid scenario).

S01				S02			
Estimates	Median	LCI	UCI	Estimates	Median	LCI	UCI
$K$	135,554	89,686	223,440	$K$	124,239	81,155	190,556
$r$	0.861	0.552	1.321	$r$	0.980	0.618	1.551
$\psi_{(\text{psi})}$	0.940	0.815	0.991	$\psi_{(\text{psi})}$	0.939	0.816	0.991
$\sigma_{\text{proc}}$	0.103	0.056	0.166	$\sigma_{\text{proc}}$	0.101	0.056	0.164
$F_{\text{MSY}}$	0.724	0.465	1.112	$F_{\text{MSY}}$	0.782	0.493	1.238
$B_{\text{MSY}}$	54,219	35,872	89,372	$B_{\text{MSY}}$	50,945	33,278	78,138
$\text{MSY}$	38,457	29,754	59,238	$\text{MSY}$	39,119	30,300	59,165
$B_{1952}/K$	0.931	0.726	1.164	$B_{1952}/K$	0.930	0.724	1.166
$B_{2020}/K$	0.734	0.532	0.922	$B_{2020}/K$	0.752	0.546	0.931
$B_{2020}/B_{\text{MSY}}$	1.836	1.330	2.306	$B_{2020}/B_{\text{MSY}}$	1.834	1.330	2.271
$F_{2020}/F_{\text{MSY}}$	0.257	0.143	0.440	$F_{2020}/F_{\text{MSY}}$	0.253	0.145	0.427
S03				S04			
Estimates	Median	LCI	UCI	Estimates	Median	LCI	UCI
$K$	121,544	79,093	194,144	$K$	188,042	140,788	269,550
$r$	1.054	0.651	1.654	$r$	0.506	0.384	0.662
$\psi_{(\text{psi})}$	0.940	0.815	0.991	$\psi_{(\text{psi})}$	0.940	0.817	0.991
$\sigma_{\text{proc}}$	0.098	0.054	0.162	$\sigma_{\text{proc}}$	0.106	0.061	0.169
$F_{\text{MSY}}$	0.799	0.493	1.253	$F_{\text{MSY}}$	0.474	0.360	0.620
$B_{\text{MSY}}$	51,043	33,216	81,532	$B_{\text{MSY}}$	71,464	53,506	102,441
$\text{MSY}$	40,152	30,630	61,185	$\text{MSY}$	33,621	27,008	47,088
$B_{1952}/K$	0.932	0.730	1.166	$B_{1952}/K$	0.931	0.722	1.162
$B_{2020}/K$	0.769	0.566	0.943	$B_{2020}/K$	0.641	0.438	0.847
$B_{2020}/B_{\text{MSY}}$	1.832	1.347	2.245	$B_{2020}/B_{\text{MSY}}$	1.687	1.153	2.229
$F_{2020}/F_{\text{MSY}}$	0.246	0.142	0.417	$F_{2020}/F_{\text{MSY}}$	0.319	0.185	0.556
S05				S06			
Estimates	Median	LCI	UCI	Estimates	Median	LCI	UCI
$K$	172,595	122,341	261,704	$K$	155,467	107,402	238,505
$r$	0.575	0.408	0.800	$r$	0.651	0.447	0.936
$\psi_{(\text{psi})}$	0.939	0.815	0.990	$\psi_{(\text{psi})}$	0.939	0.819	0.991
$\sigma_{\text{proc}}$	0.104	0.059	0.167	$\sigma_{\text{proc}}$	0.105	0.059	0.167
$F_{\text{MSY}}$	0.568	0.403	0.790	$F_{\text{MSY}}$	0.680	0.467	0.977
$B_{\text{MSY}}$	63,873	45,275	96,850	$B_{\text{MSY}}$	55,971	38,667	85,865
$\text{MSY}$	36,040	28,110	51,995	$\text{MSY}$	37,617	29,019	55,466
$B_{1952}/K$	0.929	0.724	1.171	$B_{1952}/K$	0.931	0.721	1.169
$B_{2020}/K$	0.673	0.463	0.871	$B_{2020}/K$	0.689	0.477	0.885
$B_{2020}/B_{\text{MSY}}$	1.819	1.252	2.353	$B_{2020}/B_{\text{MSY}}$	1.914	1.324	2.458
$F_{2020}/F_{\text{MSY}}$	0.276	0.161	0.496	$F_{2020}/F_{\text{MSY}}$	0.251	0.143	0.453

**Table 20.** Continued.

S07				S08			
Estimates	Median	LCI	UCI (97.50%)	Estimates	Median	LCI	UCI (97.50%)
$K$	208,597	156,839	303,053	$K$	185,436	134,087	270,092
$r$	0.443	0.339	0.581	$r$	0.500	0.362	0.682
$\psi_{(psi)}$	0.939	0.814	0.991	$\psi_{(psi)}$	0.939	0.817	0.991
$\sigma_{proc}$	0.106	0.062	0.168	$\sigma_{proc}$	0.107	0.062	0.171
$F_{MSY}$	0.414	0.317	0.544	$F_{MSY}$	0.522	0.378	0.712
$B_{MSY}$	79,276	59,606	115,174	$B_{MSY}$	66,760	48,273	97,237
$MSY$	32,716	26,300	45,689	$MSY$	34,376	27,248	49,174
$B_{1952}/K$	0.927	0.720	1.163	$B_{1952}/K$	0.931	0.719	1.172
$B_{2020}/K$	0.628	0.432	0.833	$B_{2020}/K$	0.637	0.433	0.847
$B_{2020}/B_{MSY}$	1.651	1.136	2.192	$B_{2020}/B_{MSY}$	1.770	1.203	2.354
$F_{2020}/F_{MSY}$	0.335	0.195	0.576	$F_{2020}/F_{MSY}$	0.296	0.169	0.527

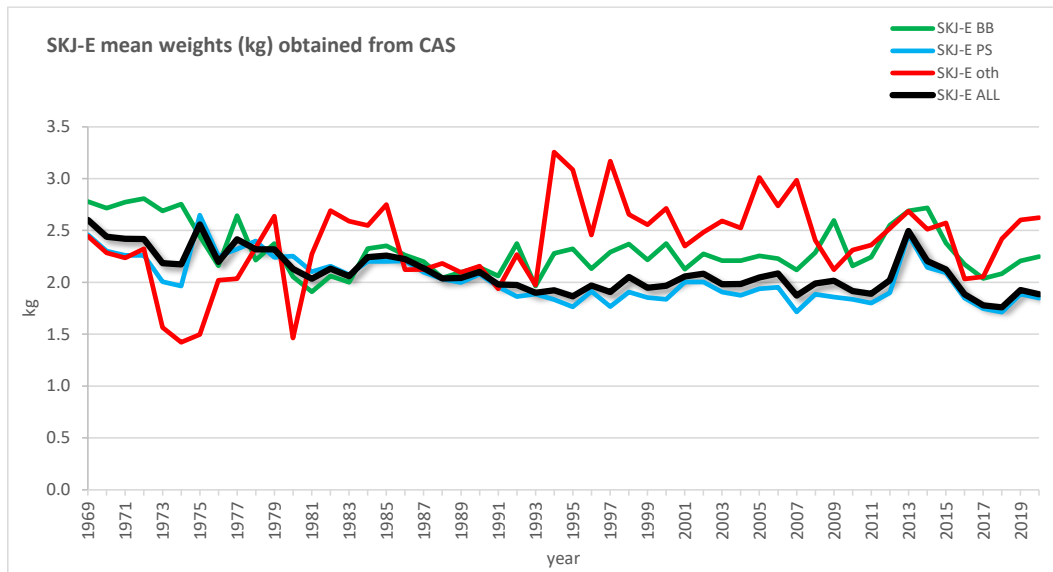
S09			
Estimates	Median	LCI	UCI (97.50%)
$K$	172,008	119,107	263,847
$r$	0.561	0.386	0.806
$\psi_{(psi)}$	0.940	0.814	0.990
$\sigma_{proc}$	0.104	0.059	0.167
$F_{MSY}$	0.618	0.426	0.888
$B_{MSY}$	60,216	41,697	92,367
$MSY$	36,731	28,686	54,241
$B_{1952}/K$	0.930	0.728	1.167
$B_{2020}/K$	0.668	0.465	0.871
$B_{2020}/B_{MSY}$	1.909	1.327	2.489
$F_{2020}/F_{MSY}$	0.259	0.145	0.455

**Table 21.** Estimates of  $MSY$ ,  $F_{MSY}$ , Virgin SSB,  $SSB_{MSY}$ ,  $10\%SSB_{MSY}$  and  $20\%SSB_{MSY}$  for the deterministic 9 grid runs for the W-SKJ stock

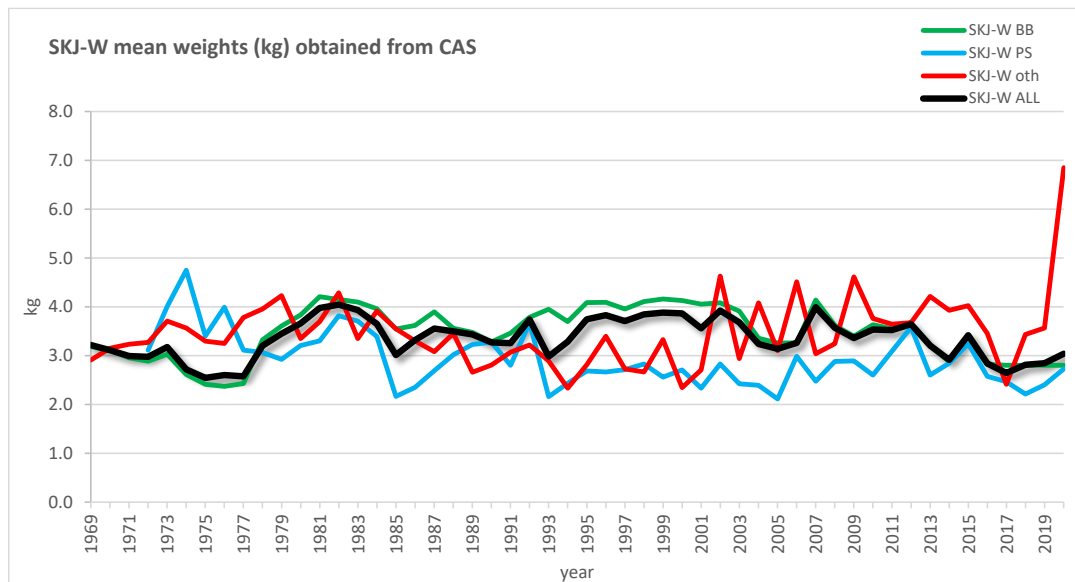
Quantile	h	$MSY$	$F_{MSY}$	Virgin SSB	$SSB_{MSY}$	$10\%SSB_{MSY}$	$\%SSB_{MSY}$	$20\%SSB_{MSY}$
25	0.6	41003	0.500	199582	54466	2.7%	10893	5.5%
25	0.7	42401	0.701	166437	37316	2.2%	7463	4.5%
25	0.8	46340	1.002	148743	25599	1.7%	5120	3.4%
50	0.6	32342	0.377	250229	69702	2.8%	13940	5.6%
50	0.7	33497	0.536	210495	48736	2.3%	9747	4.6%
50	0.8	35906	0.787	185962	33293	1.8%	6659	3.6%
75	0.6	28313	0.310	294861	82172	2.8%	16434	5.6%
75	0.7	28444	0.451	238811	55306	2.3%	11061	4.6%
75	0.8	29244	0.697	200524	35381	1.8%	7076	3.5%

**Table 22.** Constant catch scenarios by fleet used for projections for the western skipjack stock.

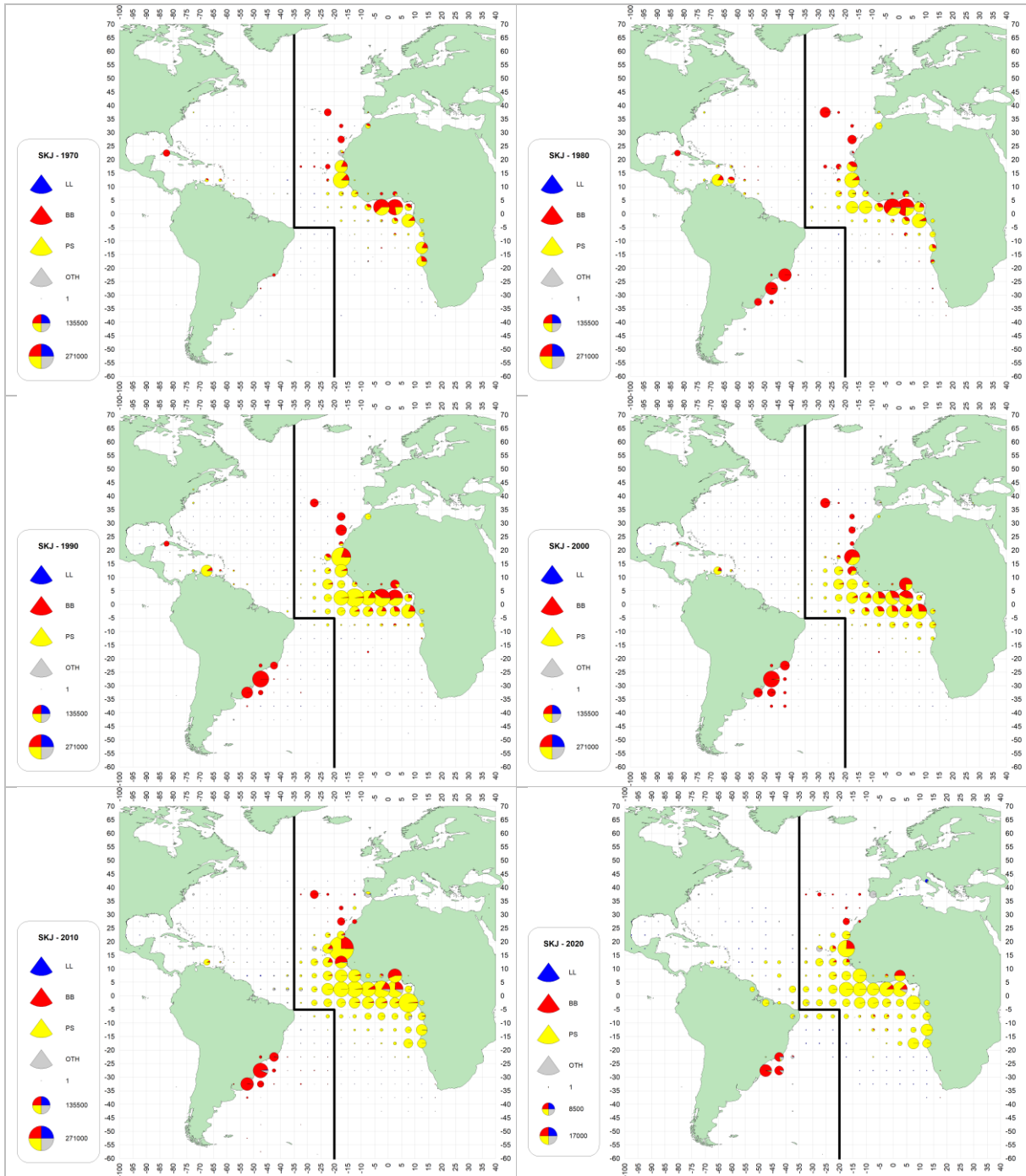
		FL1	FL2	FL3	FL4	FL5
Years	catch	PS_West	BB_West	LL_USMX	LL_OTH	HL_RR
2021 - 2022	18859	1000	14529	266	151	2913
2023 - 2040	0	0	0	0	0	0
2023 - 2040	14000	742	10786	198	112	2163
2023 - 2040	16000	848	12326	226	128	2472
2023 - 2040	18000	954	13867	254	144	2780
2023 - 2040	20000	1060	15408	282	160	3089
2023 - 2040	22000	1166	16949	310	176	3398
2023 - 2040	24000	1272	18490	339	192	3707
2023 - 2040	26000	1378	20031	367	208	4016
2023 - 2040	28000	1484	21571	395	224	4325
2023 - 2040	30000	1590	23112	423	240	4634
2023 - 2040	32000	1696	24653	452	256	4943
2023 - 2040	34000	1802	26194	480	272	5252
2023 - 2040	36000	1908	27735	508	288	5561
2023 - 2040	38000	2014	29275	536	304	5870
2023 - 2040	40000	2120	30816	564	320	6179



**Figure 1.** SKJ-E weighted mean weights (kg) estimated from the overall CAS estimations.

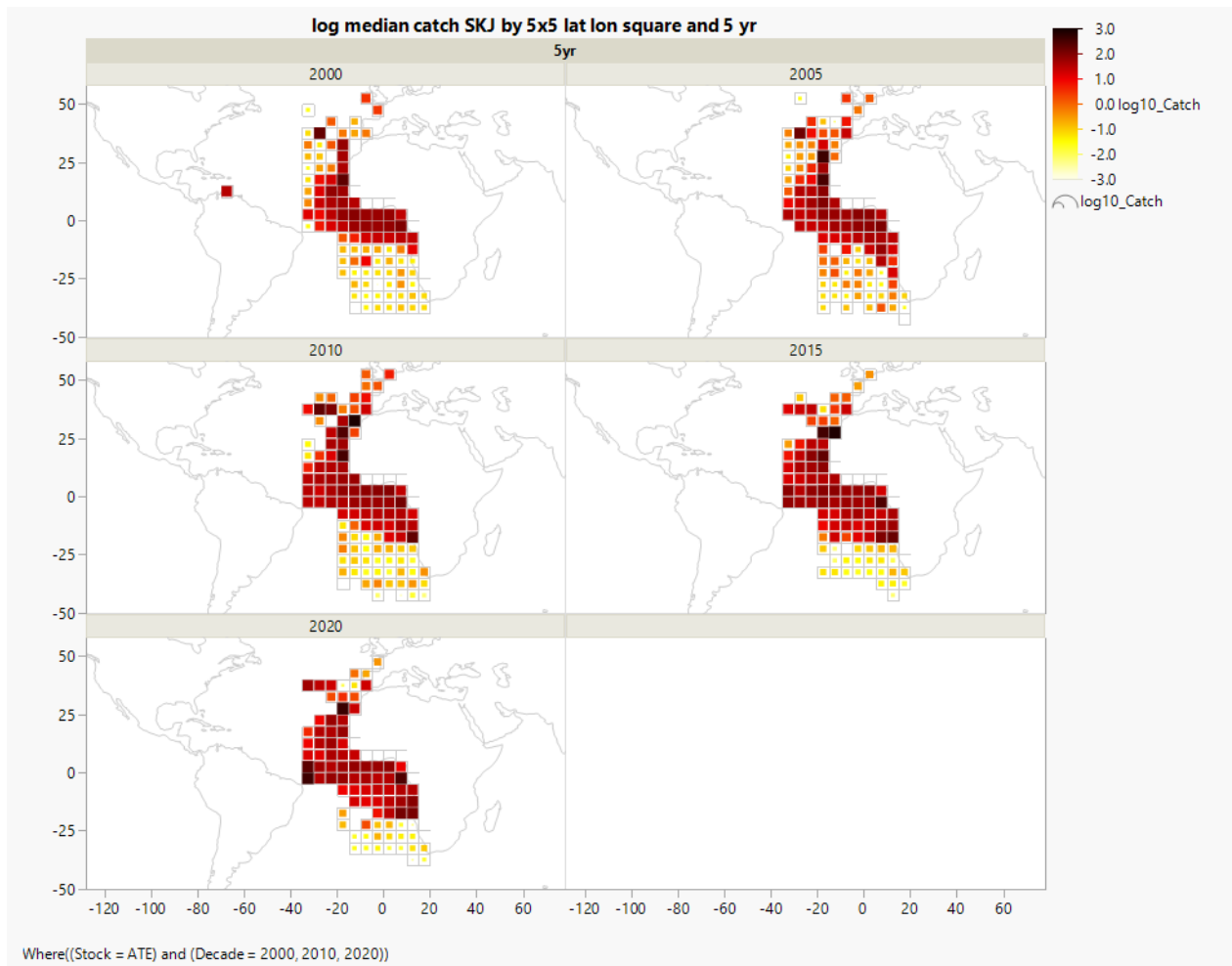


**Figure 2.** SKJ-W weighted mean weights (kg) estimated from the overall CAS estimations. The high value of the mean weight in other gears (oth) in 2020 may be due to some errors/inconsistencies in the associated size information available.

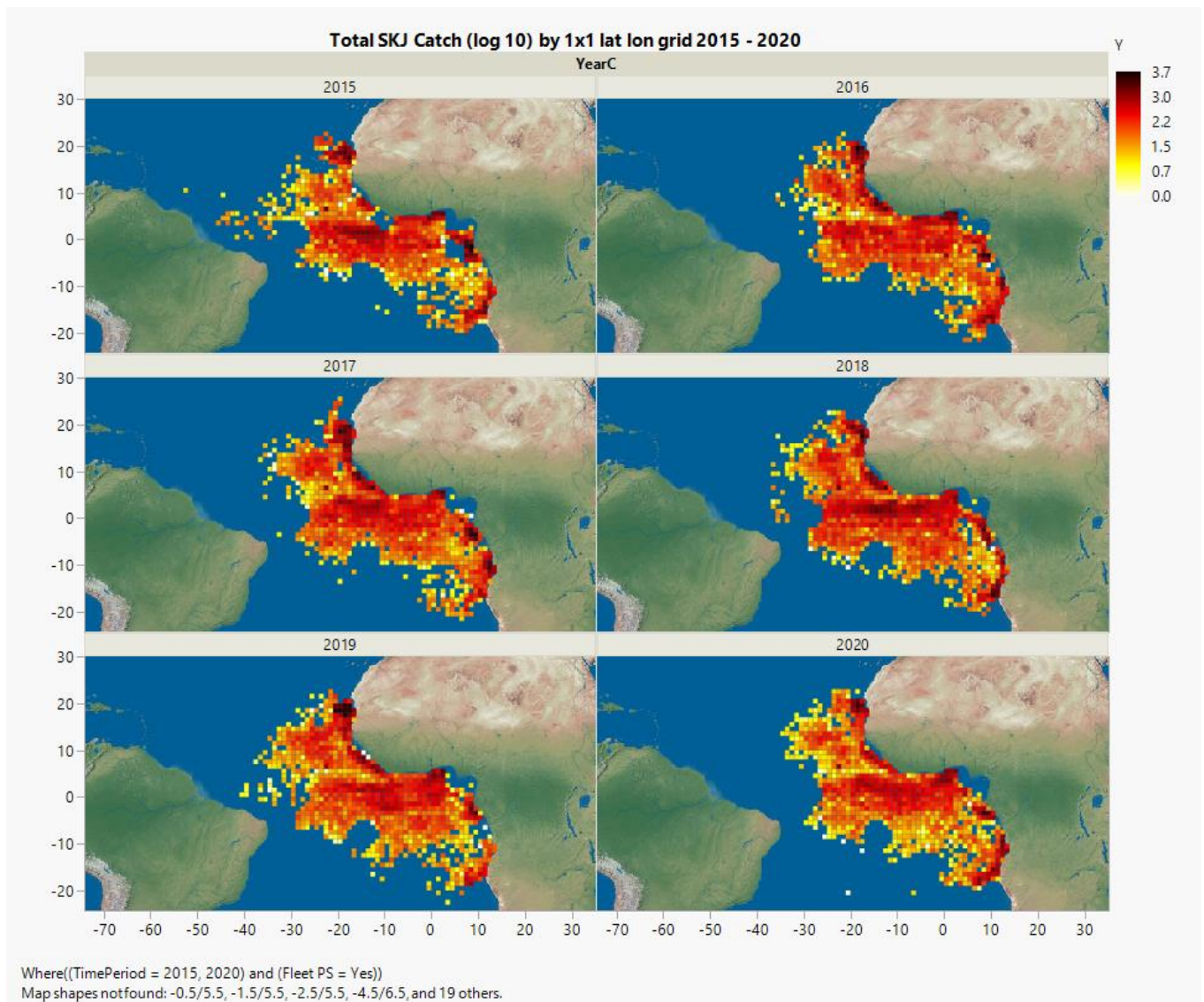


**Figure 3.** SKJ total catches (t) in 5x5 degree squares (source: CATDIS) by major gear and decade (1970-2020). The last decade only contains 1 year.

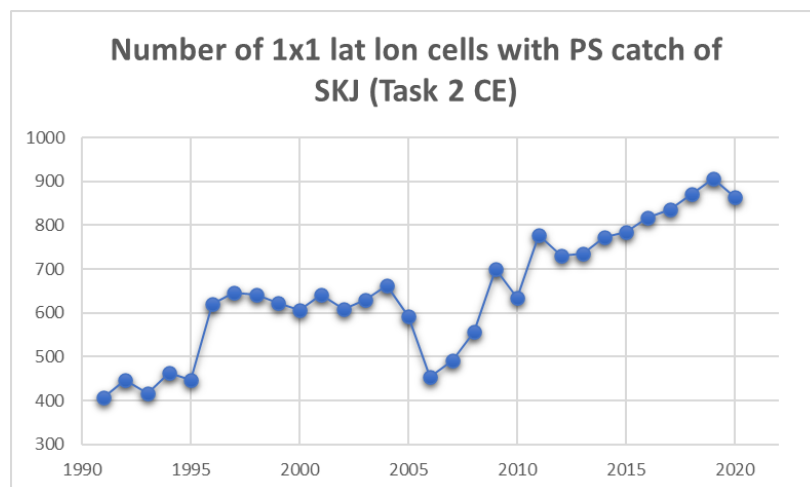




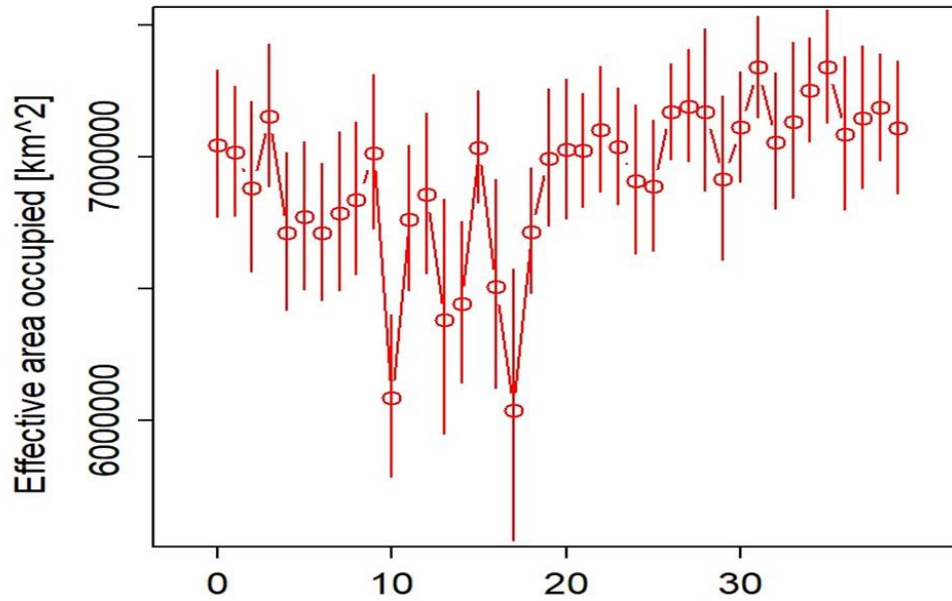
**Figure 4.** Spatial distribution (5x5 degree square) of SKJ median catch (t) since 2000 grouped in 5-year periods. Colour shades indicate the log10 of the median catch overall. Estimates based on the SKJ CATDIS database.



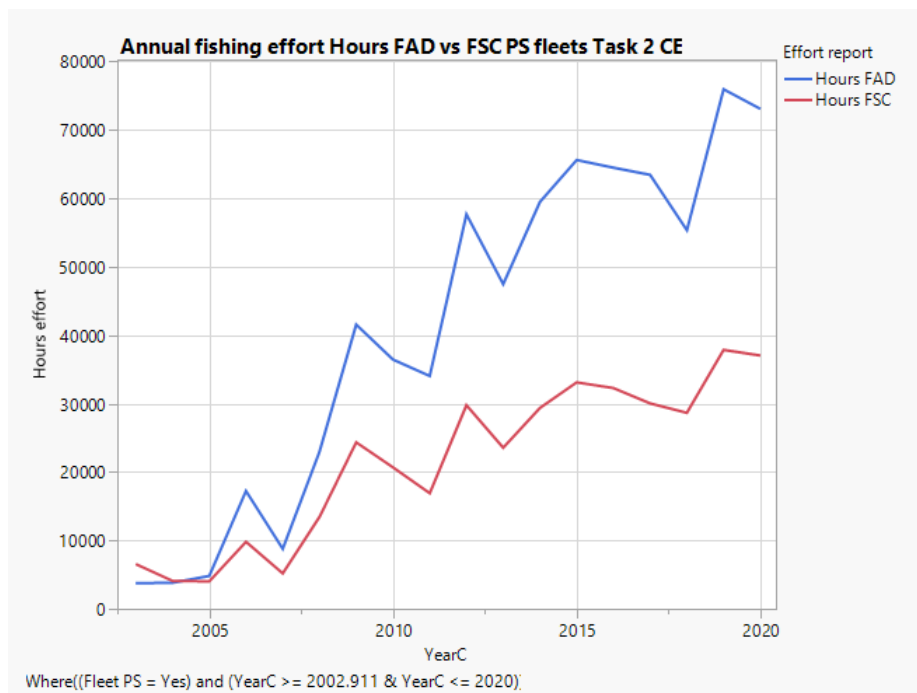
**Figure 5.** Total annual catch of SKJ (log 10 t) by 1x1 degree squares from 2015 to 2020 based on T2CE data reported by CPCs. Darker shades indicate larger catches.



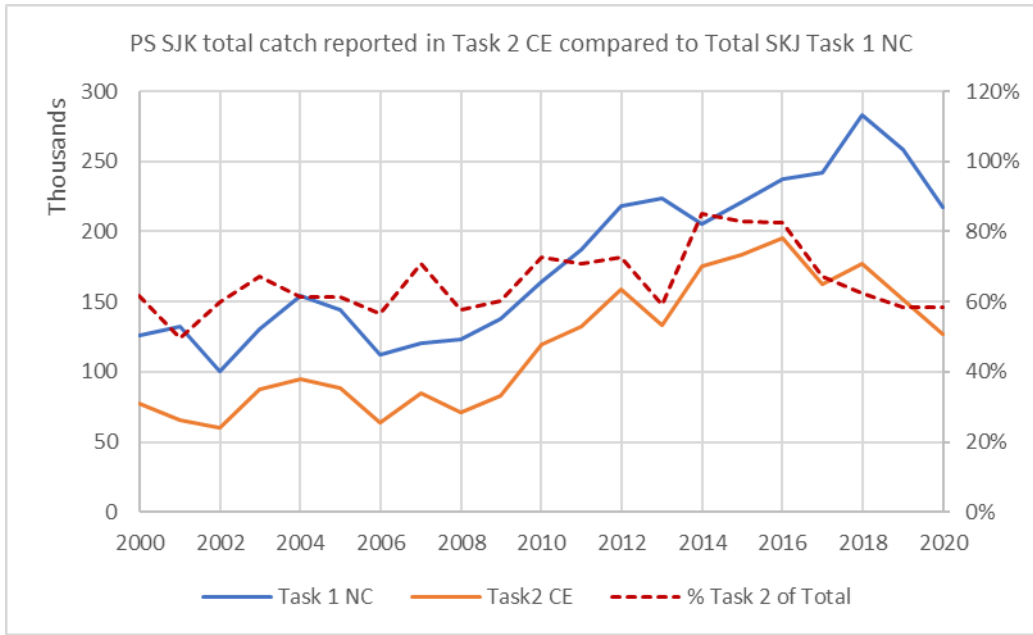
**Figure 6.** Number of 1x1 degree squares that have reported catches of tropical tunas (SKJ, YFT, BET) by year from the T2CE ICCAT dbase. Note that the period 1990-2009 may be incomplete as not all fleets with reported catches (Task 1 NC) had reported the Task 2 CE in the spatio-temporal resolution indicated.



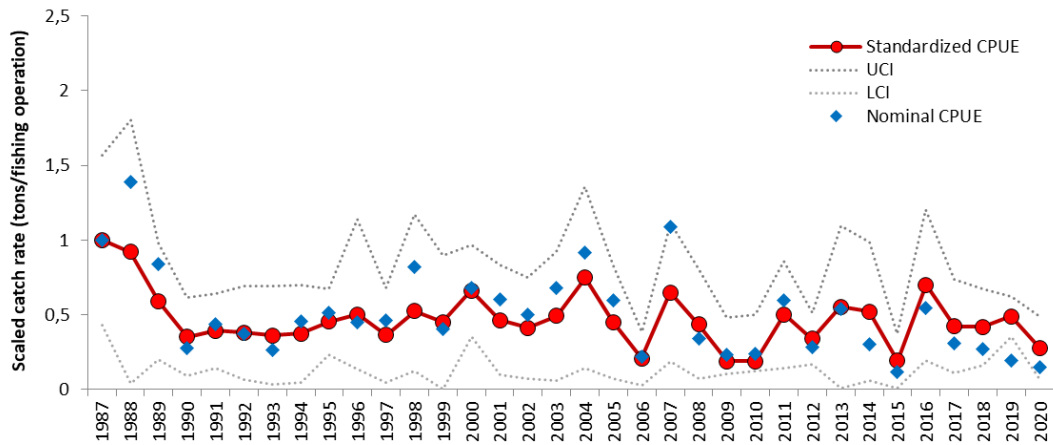
**Figure 7.** Estimated effective area occupied (in square km) required to contain a population given its average population density ( $\text{kg km}^{-2}$ ) of the eastern Atlantic skipjack caught by the European purse seiner for fishing operations on drifting FADs not owned by the vessel. The plot shows the estimate (circle) and confidence interval ( $\pm 1$  se) by year-quarter ( $x$ -axis), from Q1-2010 to Q4-2019 (SCRS/2022/028).



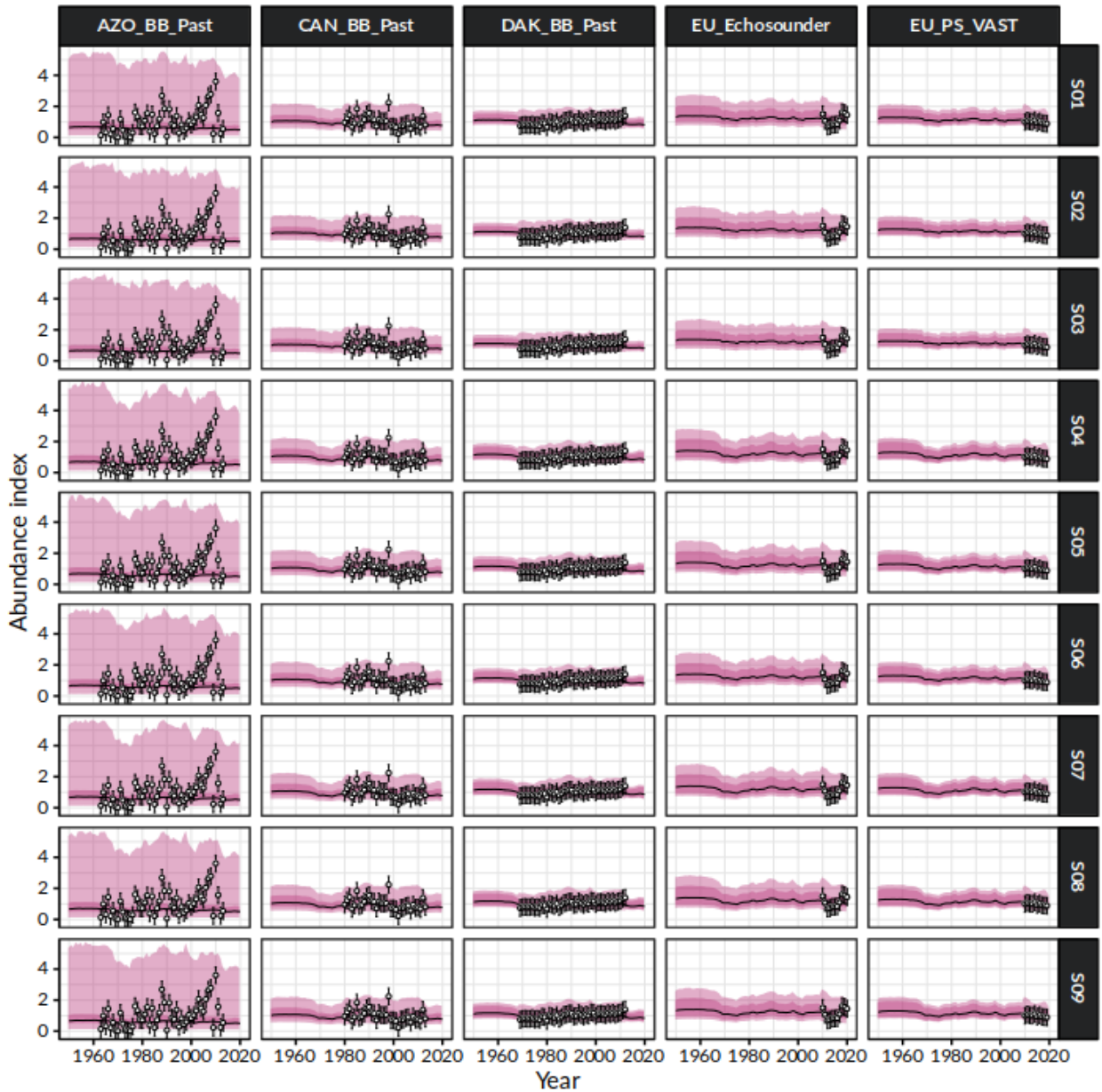
**Figure 8.** Reported fishing effort (hours fishing) for the tropical tuna PS fleets (Task 2 CE) by fishing mode on floating objects (FOB/FAD) and free schools (FSC) 2005 - 2020.



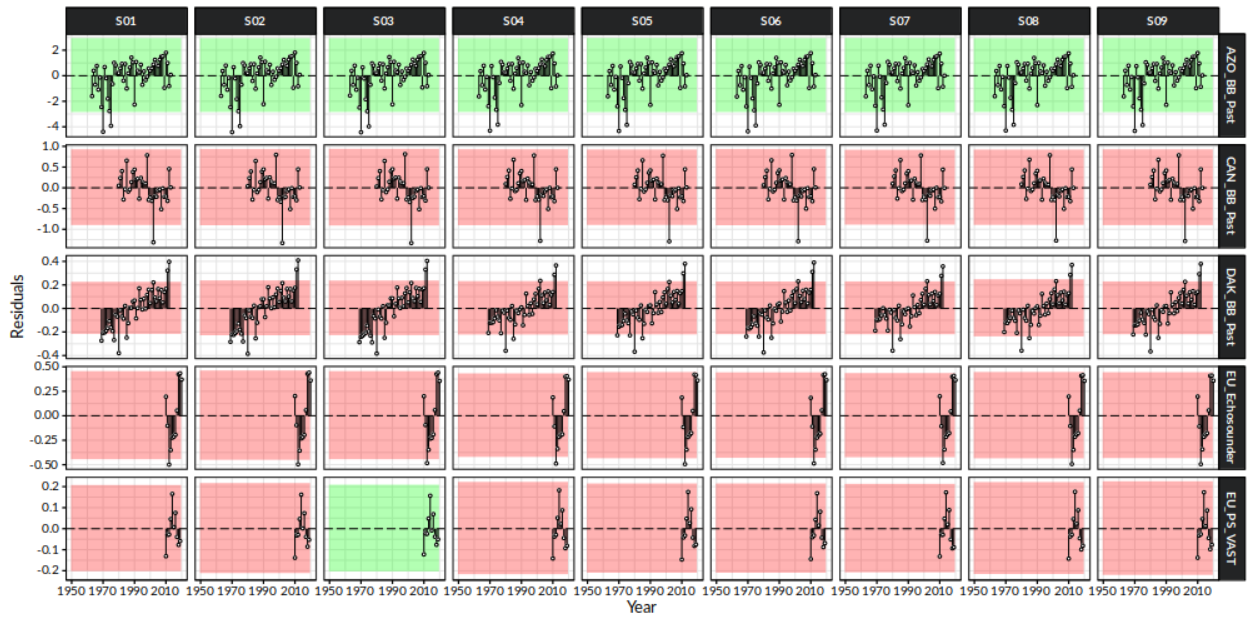
**Figure 9.** Annual trends of the E-SKJ total catch (Task 1 NC) compared to the purse seine (PS) SKJ catch reported in Task 2 CE (Task 2 CE). The dashed line indicates the annual percent values on the right y-axis.



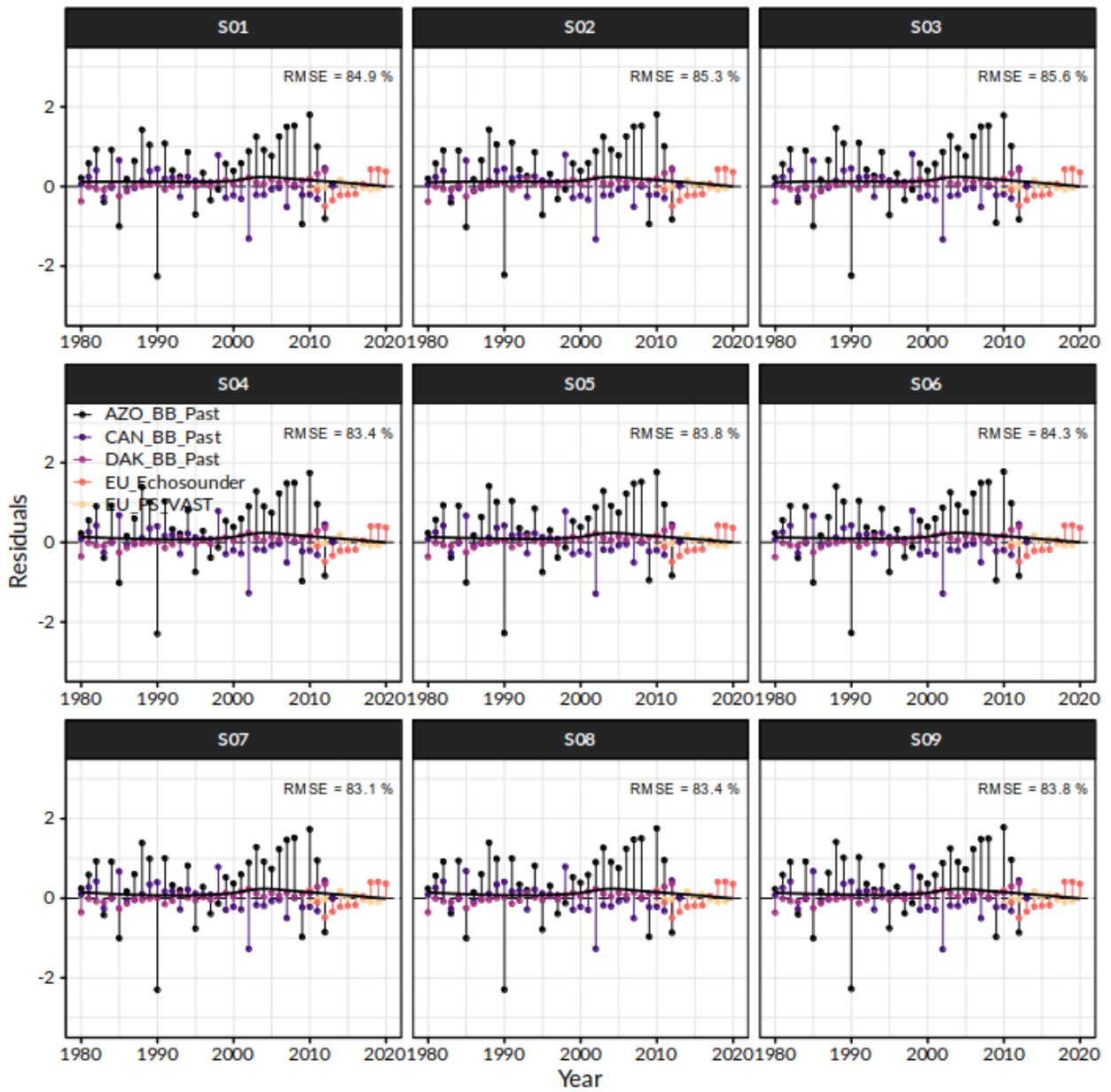
**Figure 10.** Scaled nominal (blue squares) and standardized (red line and circles) CPUE (t/fishing operation) of skipjack tuna caught by the Venezuelan baitboat fishery. Dotted lines represent 95% confidence intervals for the standardized CPUE.



**Figure 11.** Time series of observed\_(circle) with error 95% CIs (error bars) and predicted (solid line) CPUE of East Atlantic skipjack tuna for the Bayesian state-space surplus production model JABBA for each scenario fitted. Dark shaded pink areas show 95% credibility intervals of the expected mean CPUE and light shaded blue areas denote the 95% posterior predictive distribution intervals.



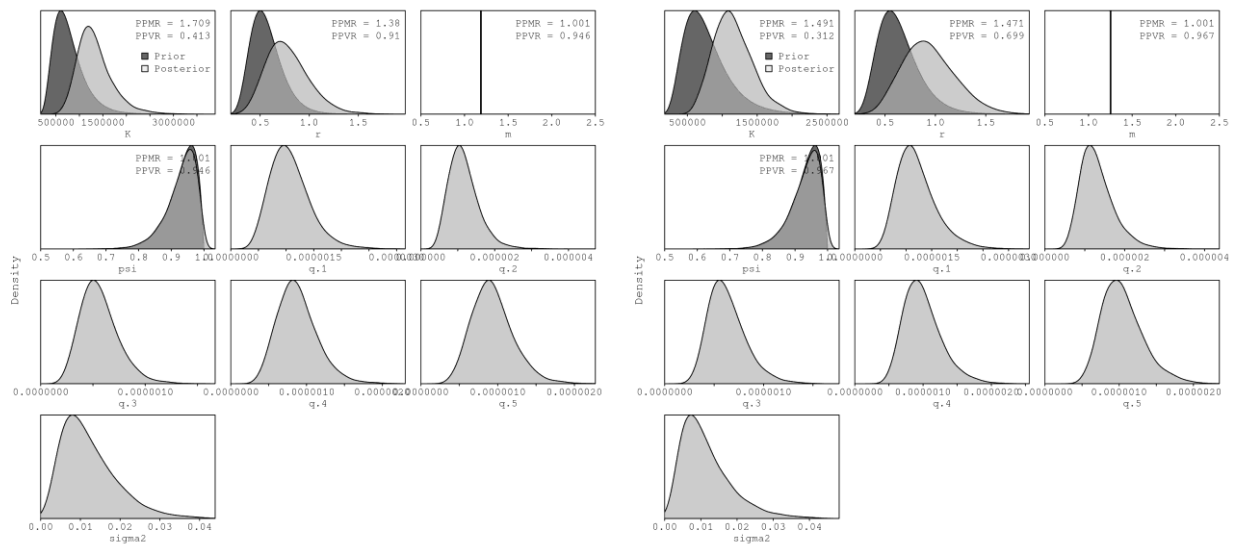
**Figure 12.** Runs tests to quantitatively evaluate the randomness of the time series of CPUE residuals for each scenario fitted for West Atlantic skipjack tuna. Green panels indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ( $p > 0.05$ ), while red panels indicate the opposite. The inner shaded area shows three standard errors from the overall mean and red circles identify a specific year with residuals greater than this threshold value (3x sigma rule).



**Figure 13.** JABBA residual diagnostic plots for alternative sets of CPUE indices examined for each scenario fitted for the East Atlantic skipjack tuna. Solid black lines indicate a loess smoother through all residuals.

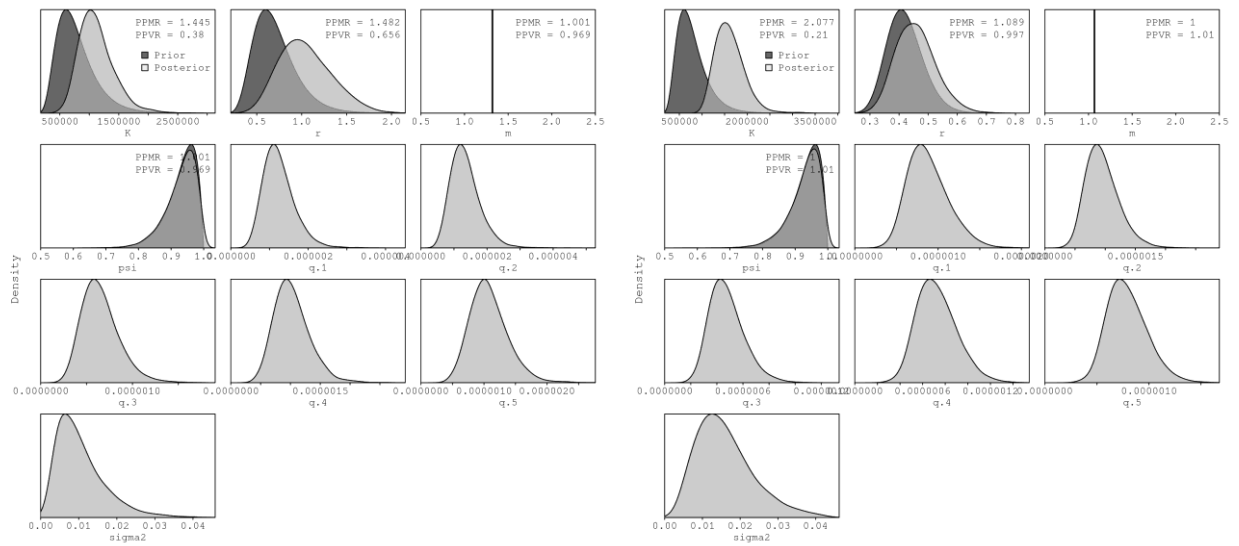
S01

S02



S03

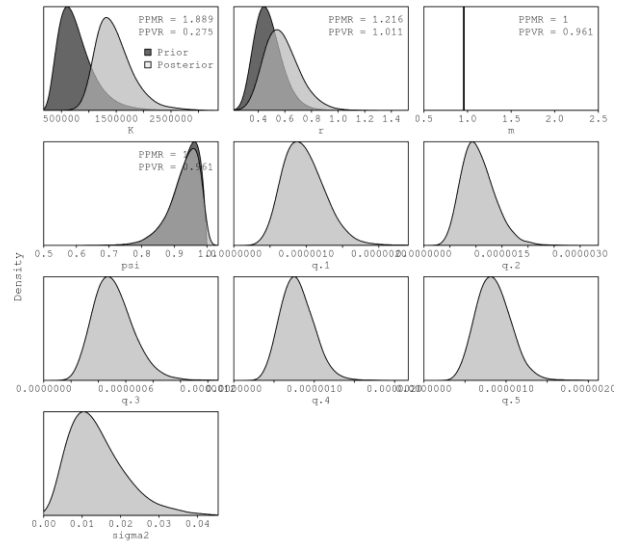
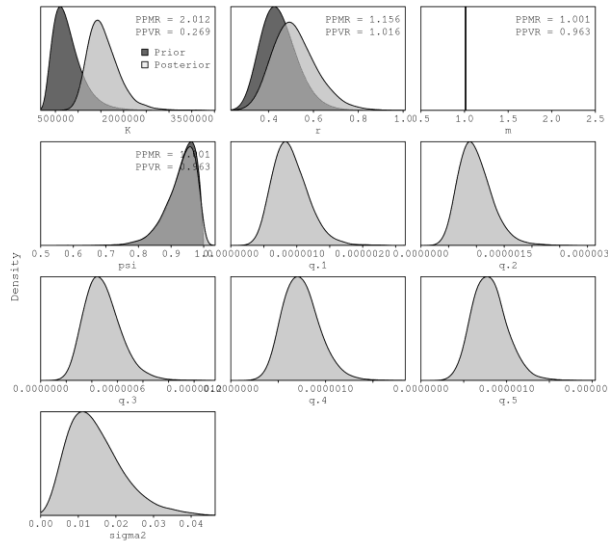
S04





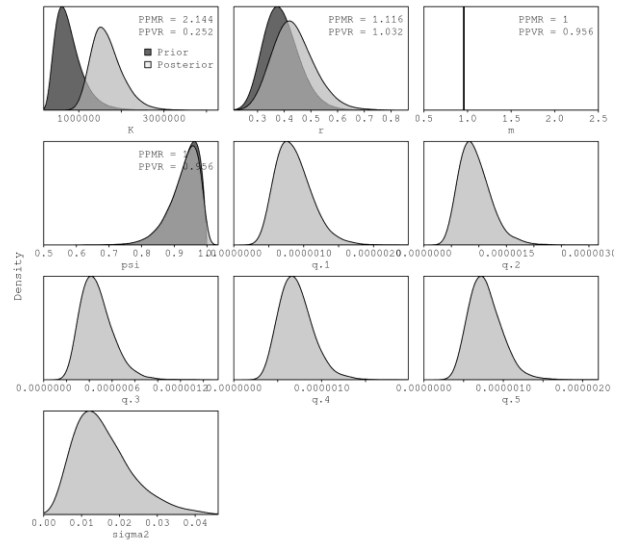
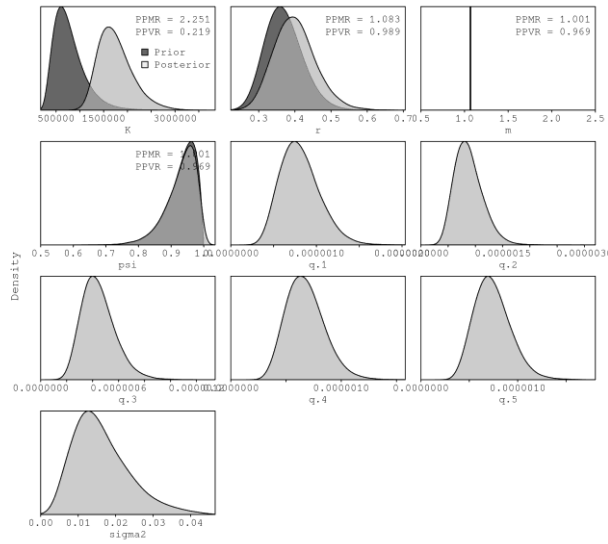
S05

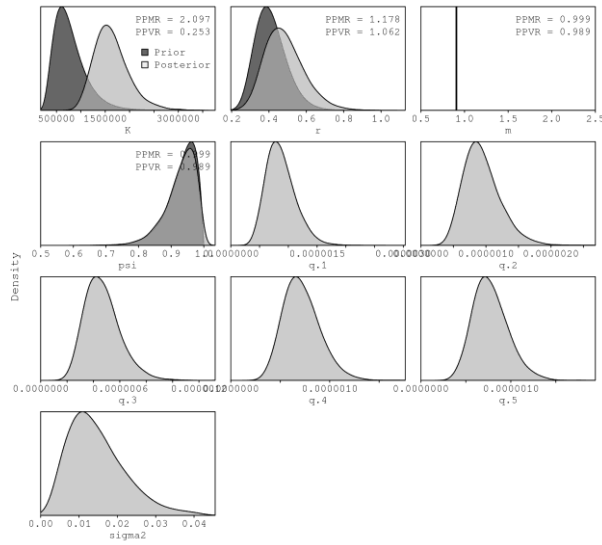
S06



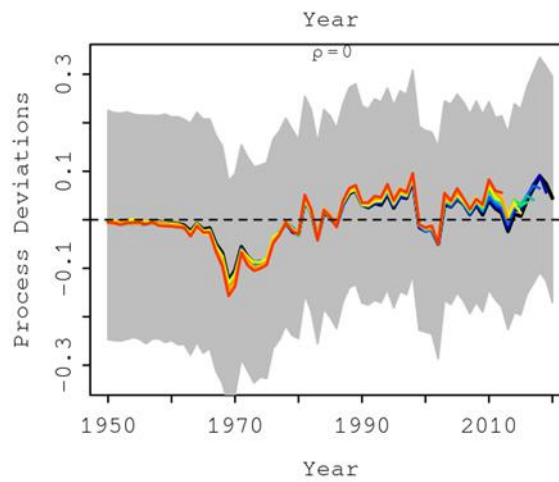
S07

S08

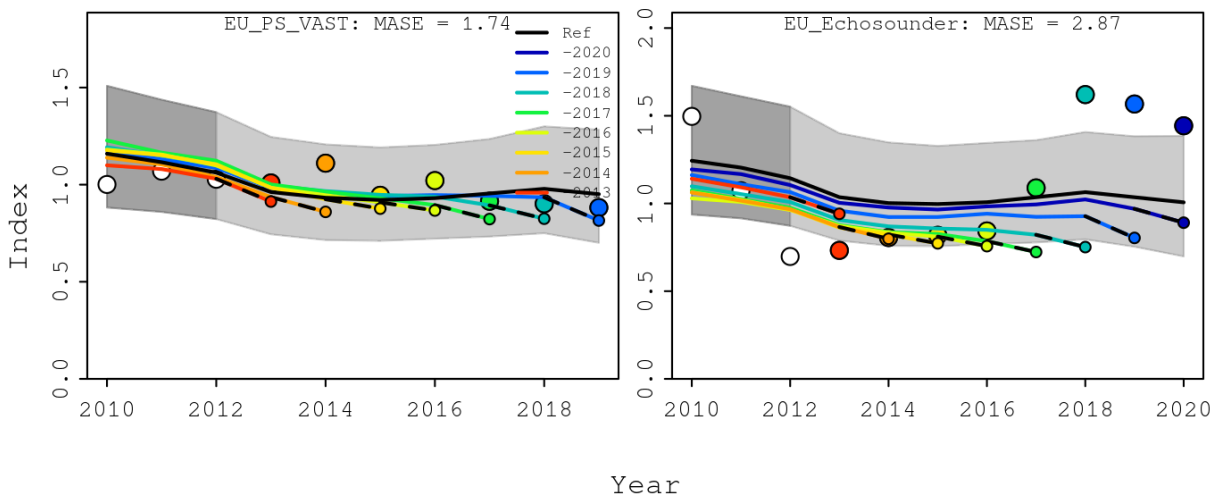




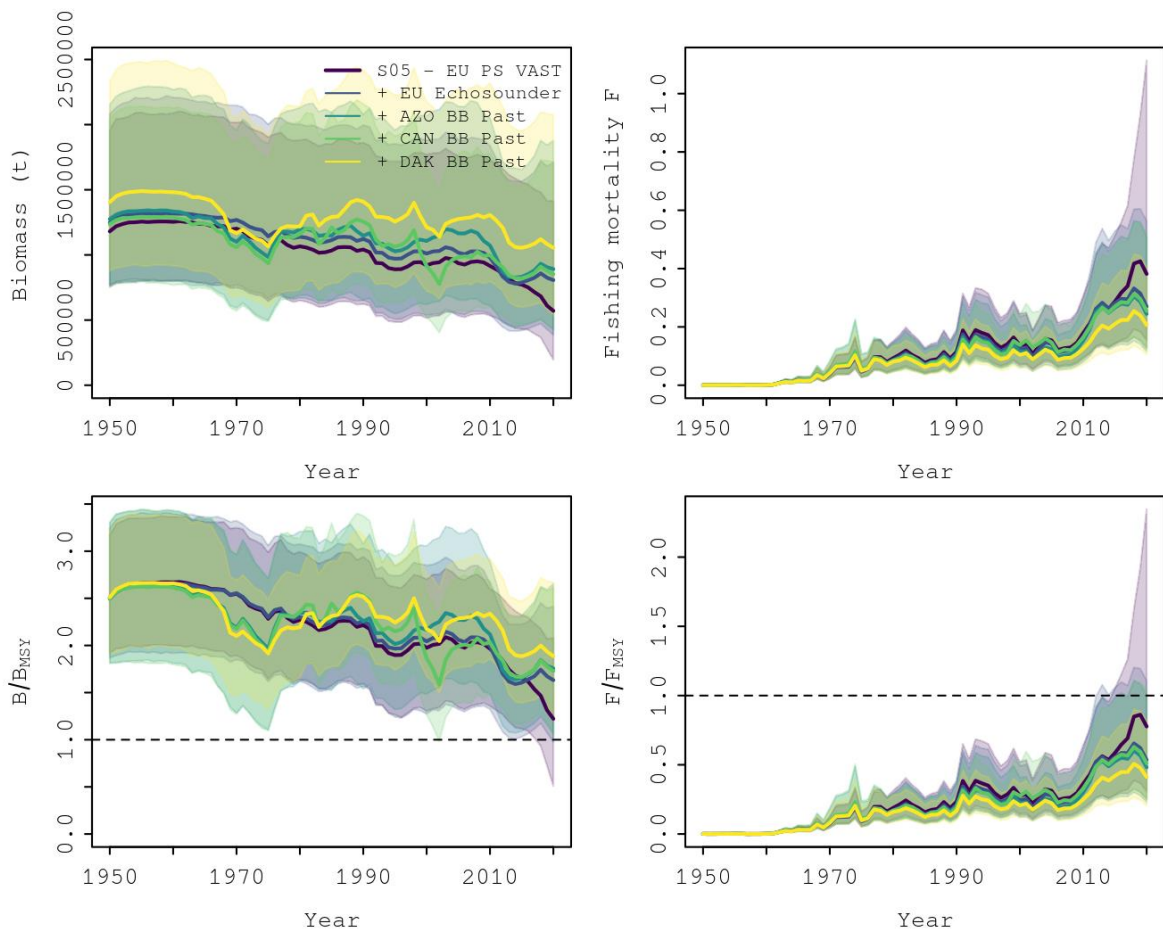
**Figure 14.** Prior and posterior distributions of various model and management parameters for the Bayesian state-space surplus production fitted for the East Atlantic skipjack tuna. PPMR: Posterior to Prior Ratio of Medians; PPRV: Posterior to Prior Ratio of Variances.



**Figure 15.** E-SKJ JABBA model run. Trends of process error deviations from the retrospective analyses when removing up to 5 years of the terminal input data.



**Figure 16.** Hindcasting cross-validation results (HCxval) for the two scenarios S05 for East Atlantic skipjack tuna, showing one-year-ahead forecasts of CPUE values (2011-2019), performed with eight hindcast model runs relative to the expected CPUE. The CPUE observations, used for cross-validation, are highlighted as colour-coded solid circles with associated light-grey shaded 95% confidence interval. The model reference year refers to the end points of each one-year-ahead forecast and the corresponding observation (i.e., year of peel + 1).



**Figure 17.** Sensitivity analysis performed for scenarios S05 showing the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to  $B_{MSY}$  ( $B/B_{MSY}$ ) and fishing mortality relative to  $F_{MSY}$  ( $F/F_{MSY}$ ) (middle panels) and biomass relative to  $K$  ( $B/K$ ) and surplus production curve (bottom panels) for the East Atlantic skipjack tuna.

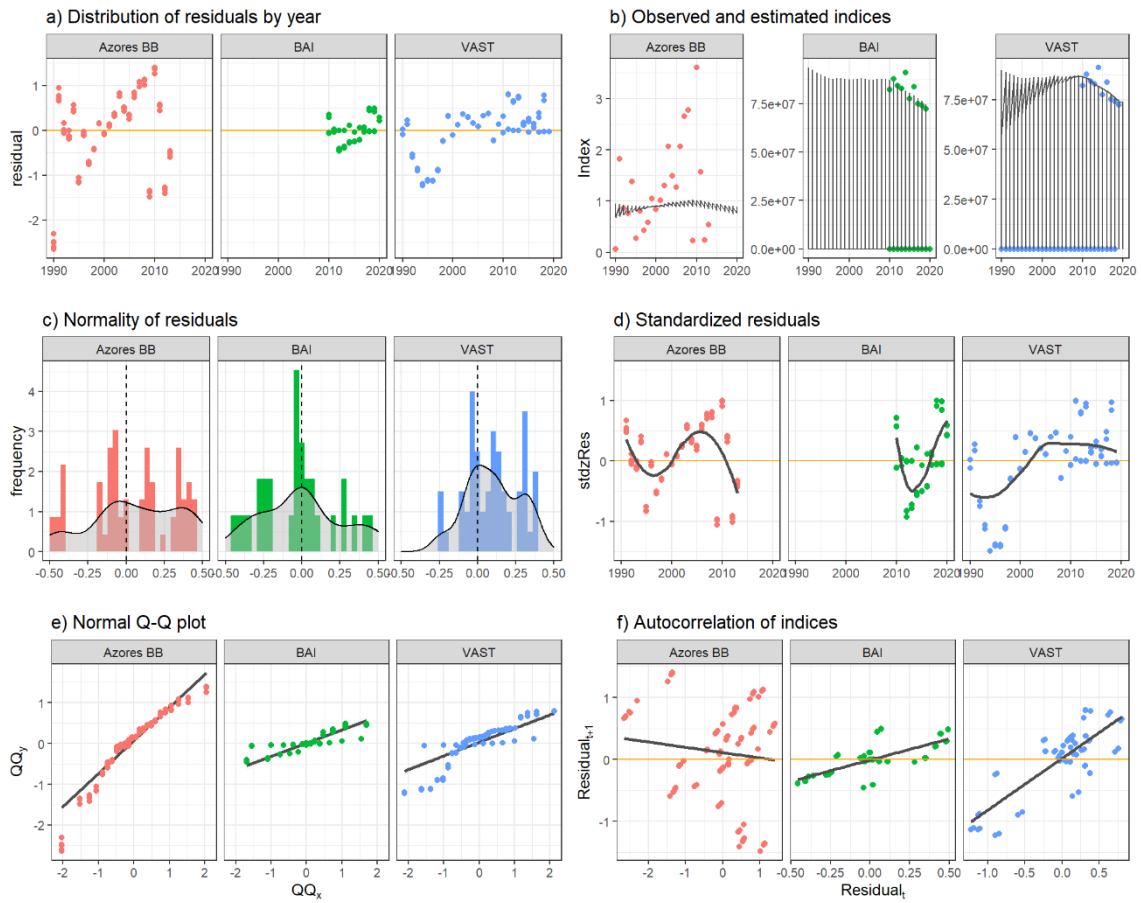


Figure 18. Diagnostics of fit for the proposed preliminary reference case MPB model.

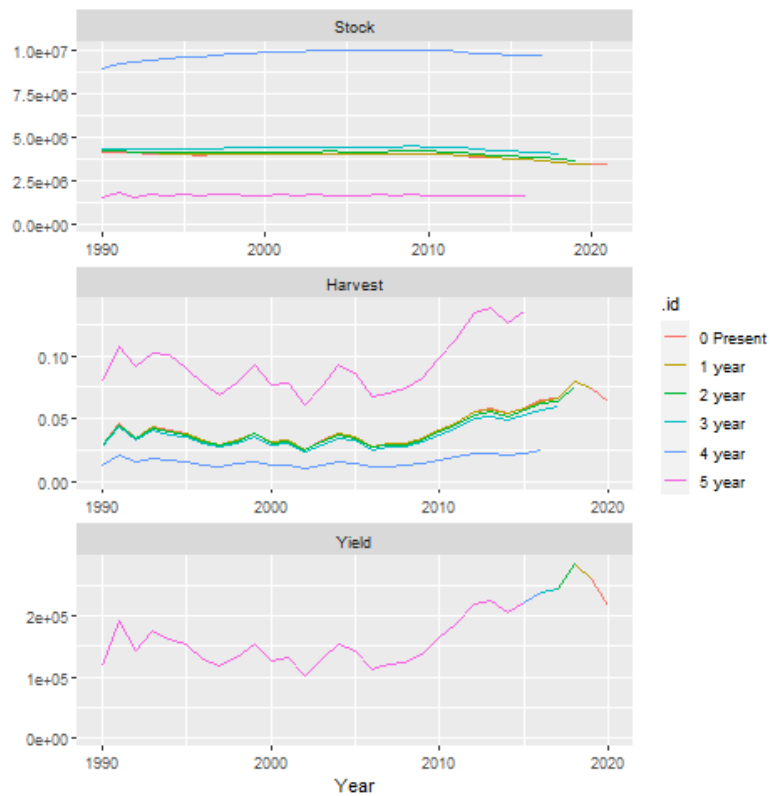
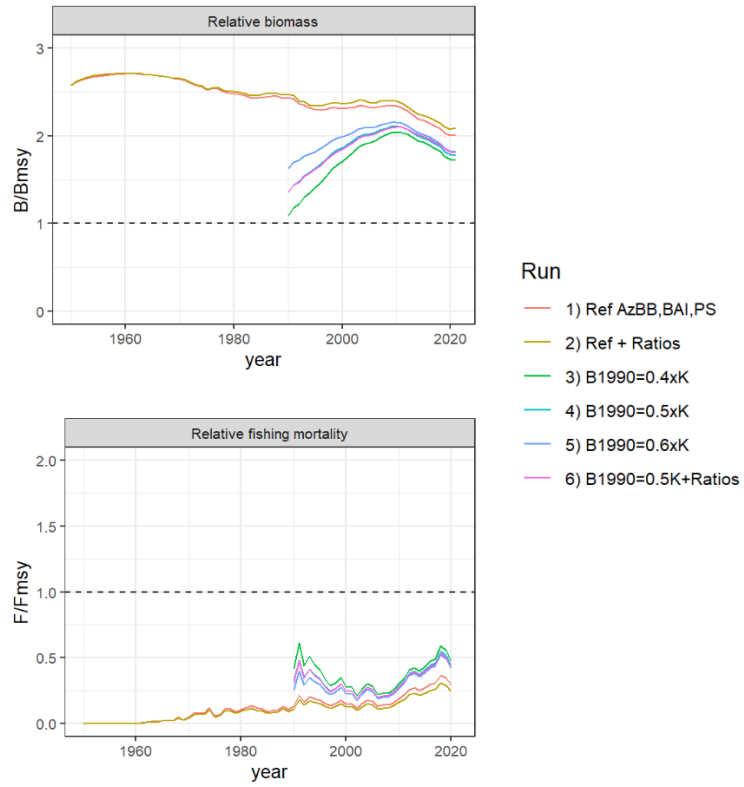
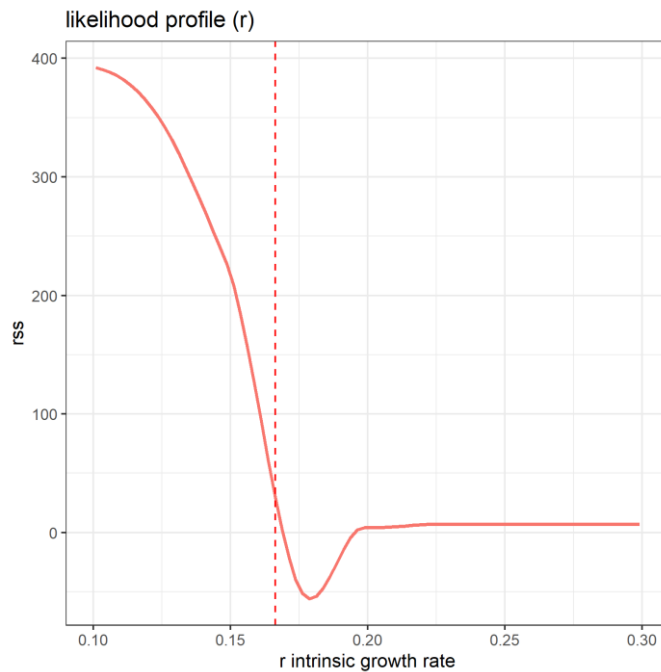


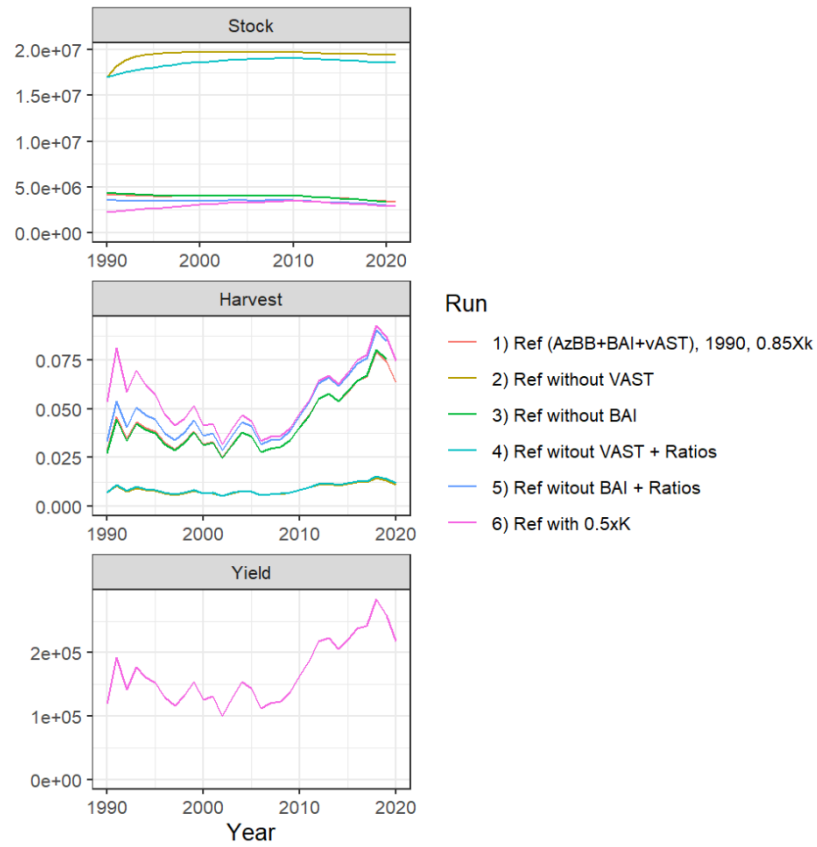
Figure 19. Retrospective analysis for the MPB preliminary reference run SKJ-E.



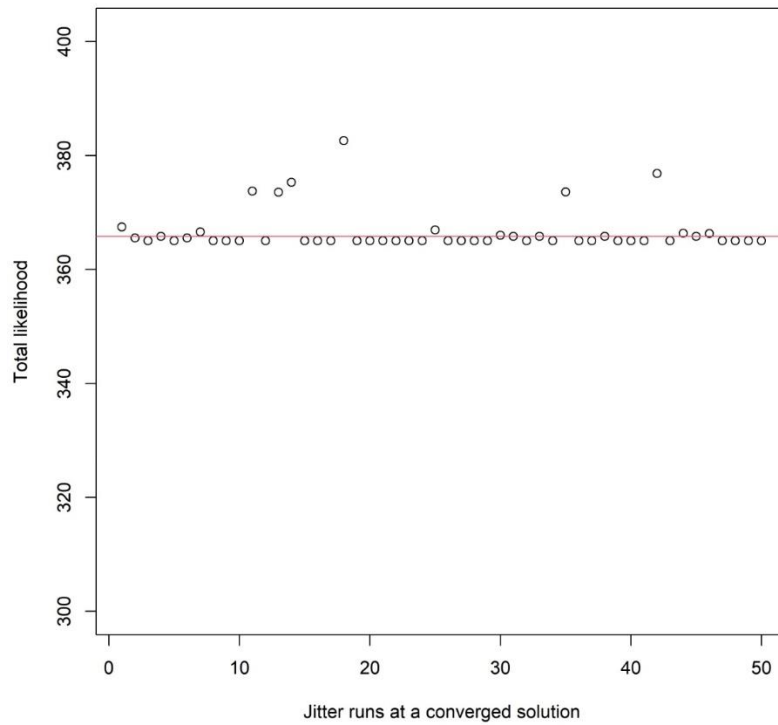
**Figure 20.** Diagnostics were presented to the Group including the production function



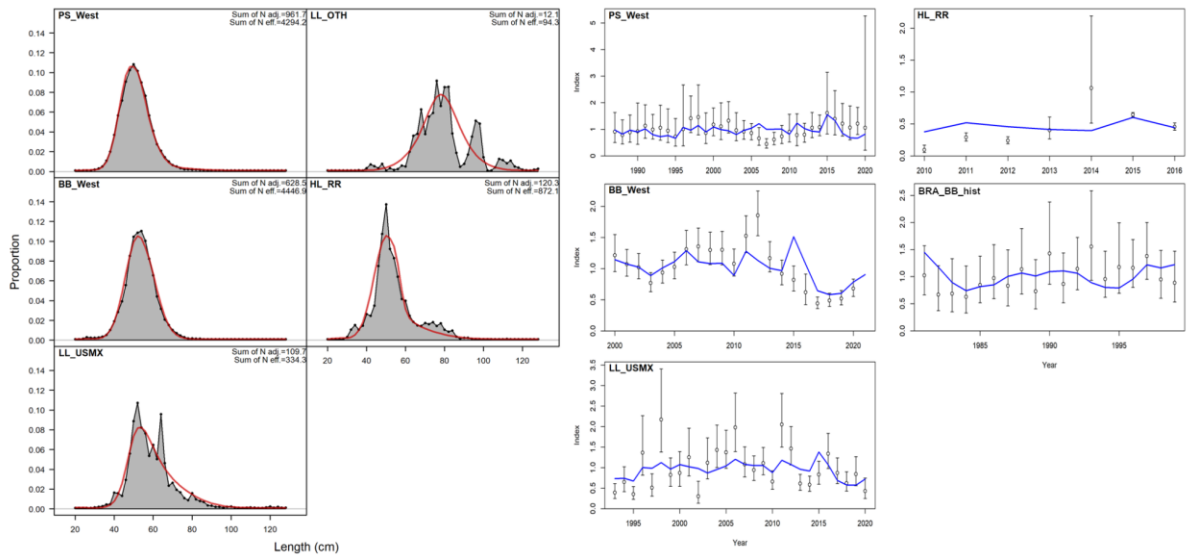
**Figure 21.** Likelihood profile for the intrinsic growth rate for the proposed preliminary reference case of the MPB SKJ-E.



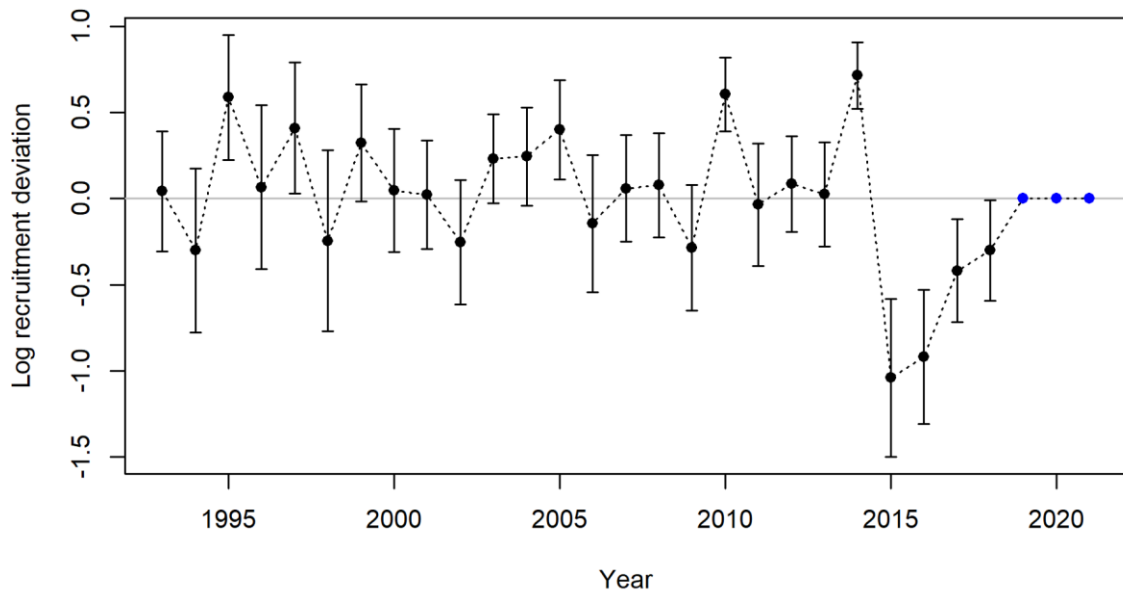
**Figure 22.** Estimated biomass and fishing mortality for the proposed preliminary reference case and alternatives from the MPB E-SKJ run.



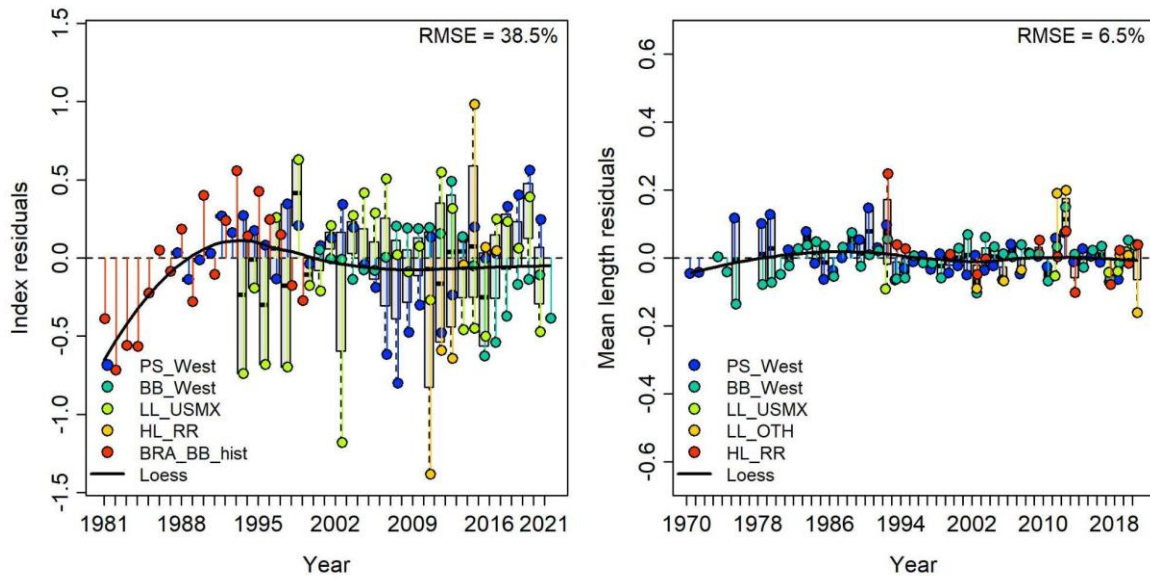
**Figure 23.** Jitter results for the reference case.



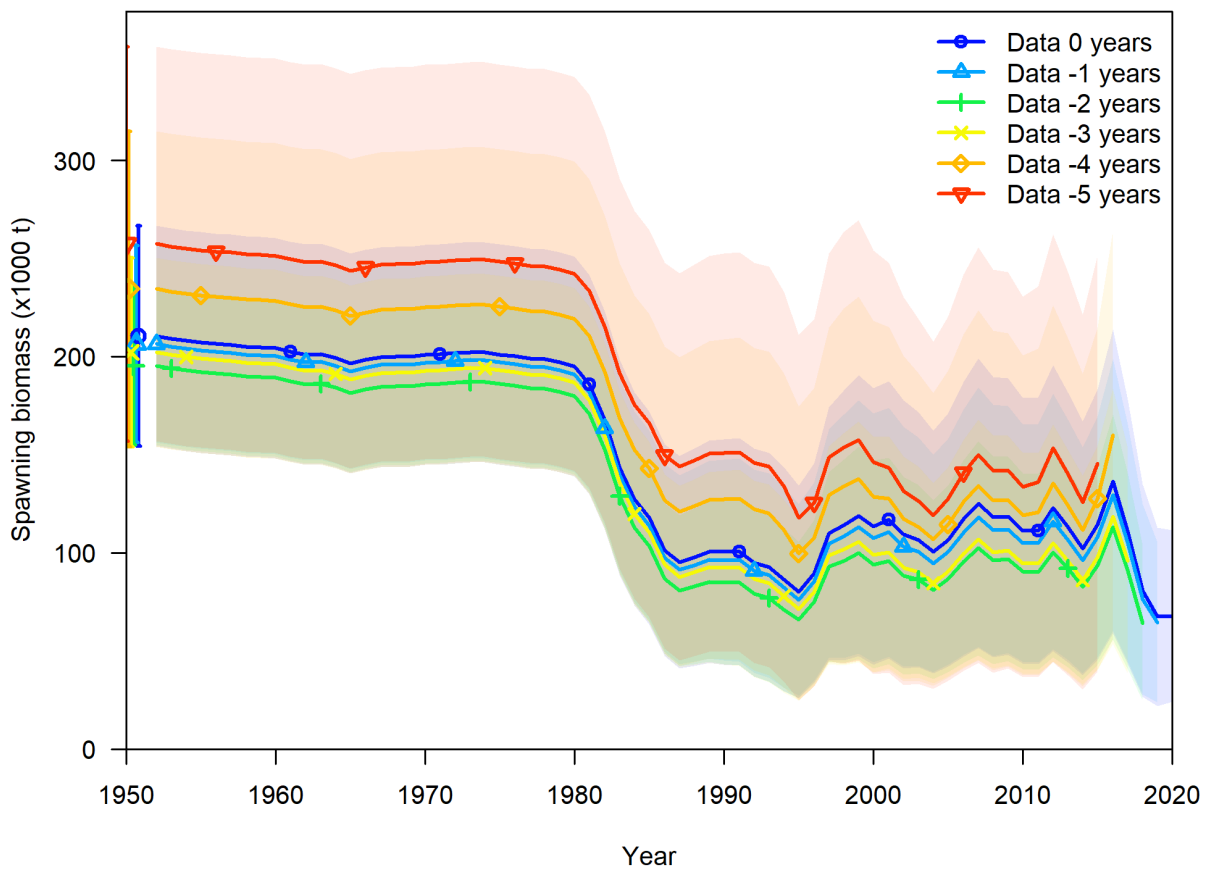
**Figure 24.** Model fits to the aggregated length compositions for each fleet (left panels) and for the index (right panels) for the reference case.



**Figure 25.** Recruitment deviations for the W-SKJ Stock synthesis model reference case.



**Figure 26.** Joint residuals plot for the index (left panel) and length composition (right panel) fits for the W-SKJ Stock synthesis model reference case.



**Figure 27.** Retrospective plots of spawning stock biomass, for the W-SKJ Stock synthesis model reference case.



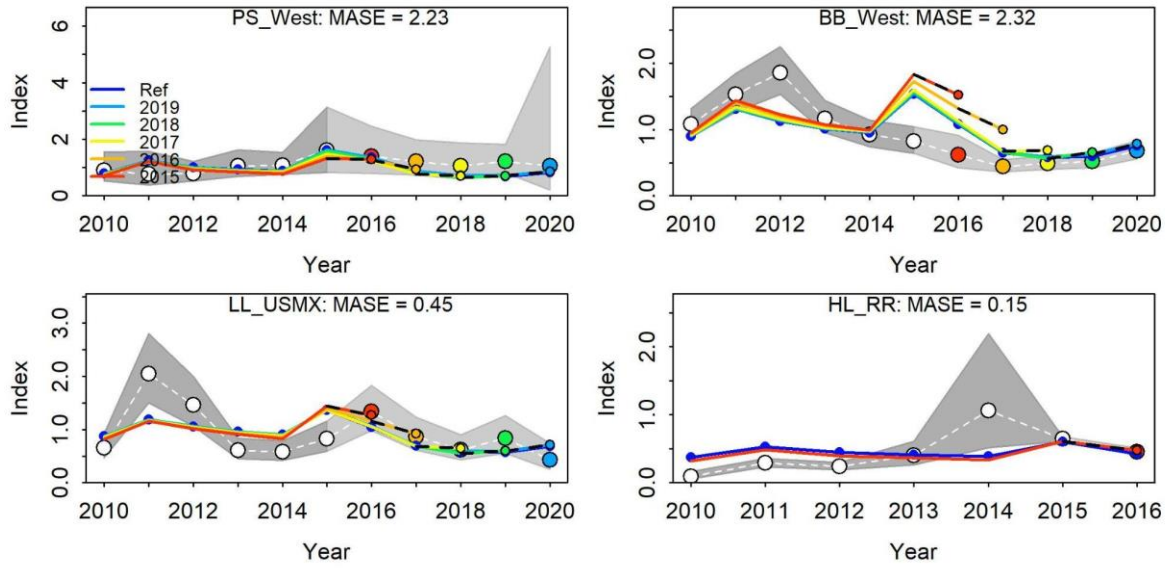


Figure 28. Hindcasting plots for the index fit for the W-SKJ Stock synthesis model reference case.

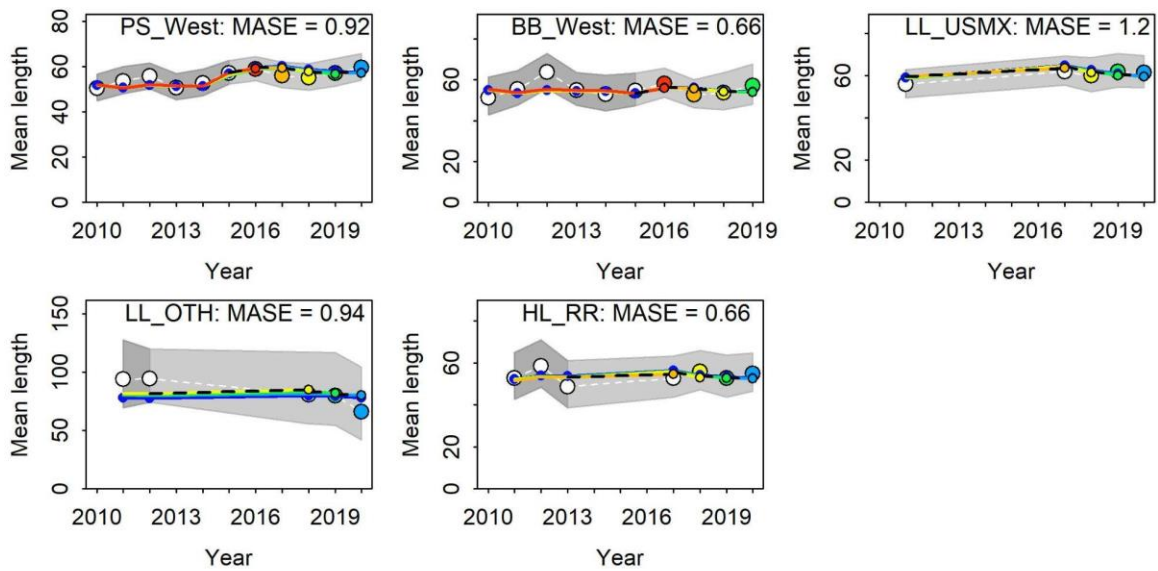
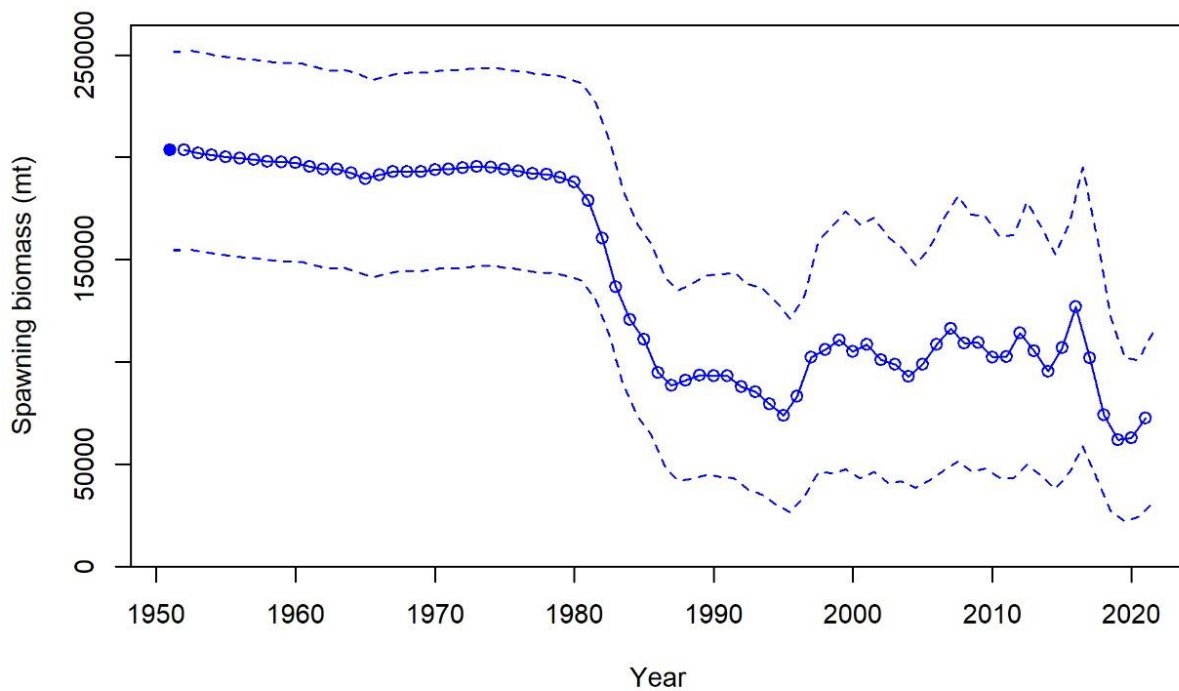
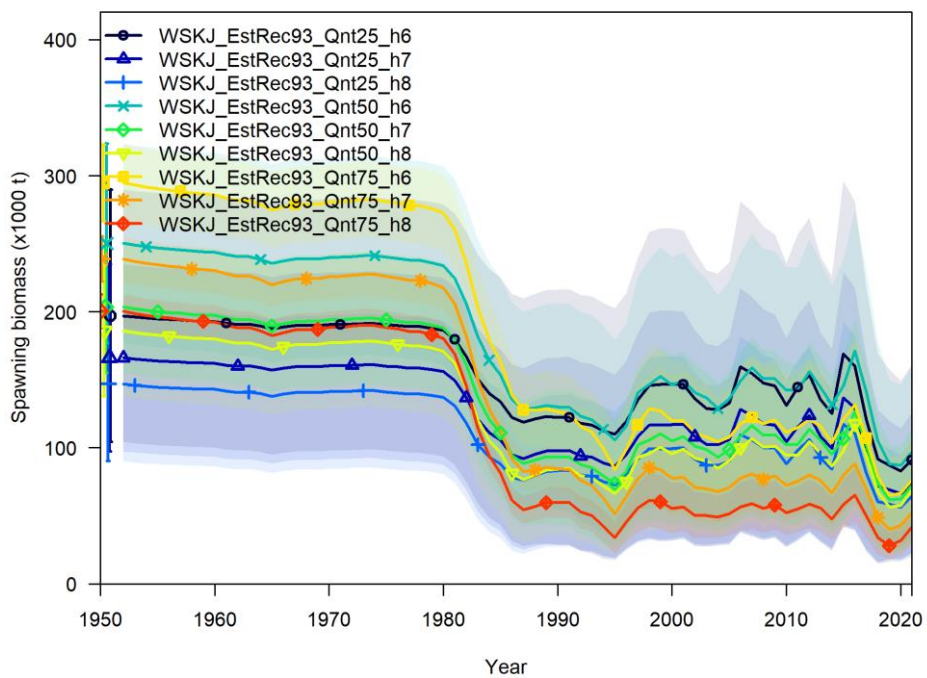


Figure 29. Hindcasting plots for the length composition fit in the W-SKJ Stock synthesis model reference case.



**Figure 30.** Spawning stock biomass estimates for the Stock Synthesis reference case of the western skipjack stock.



**Figure 31.** Spawning stock biomass trajectories across the Stock Synthesis uncertainty grid of the western skipjack stock.

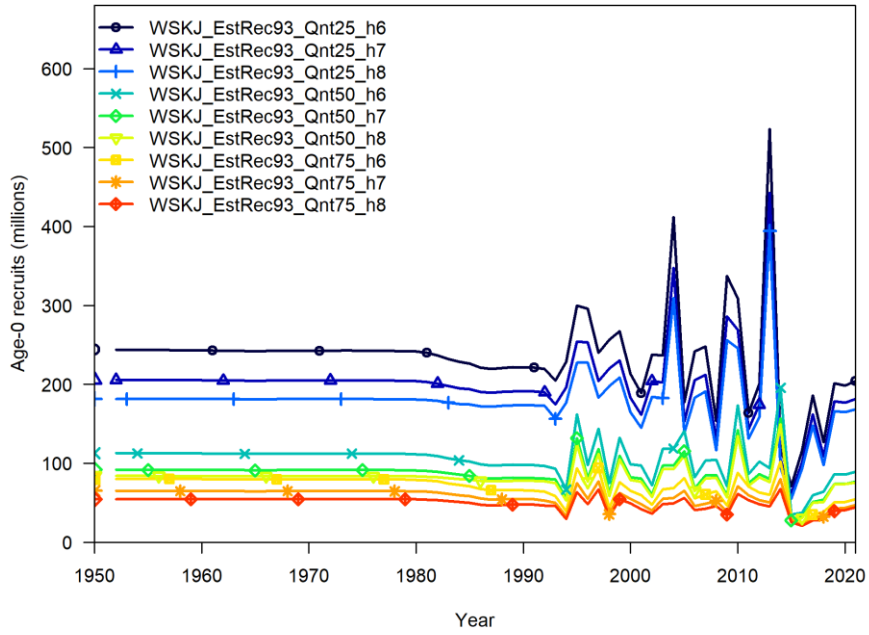


Figure 32. Age-0 recruits' trajectories across the Stock Synthesis uncertainty grid of the western skipjack stock.

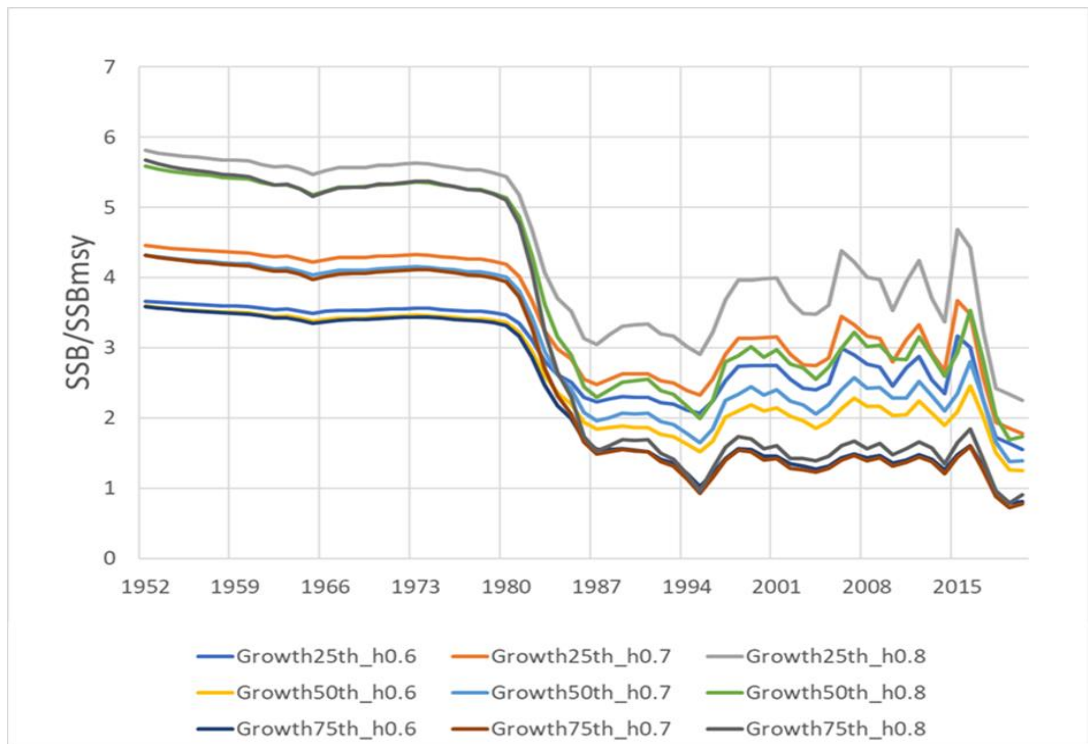
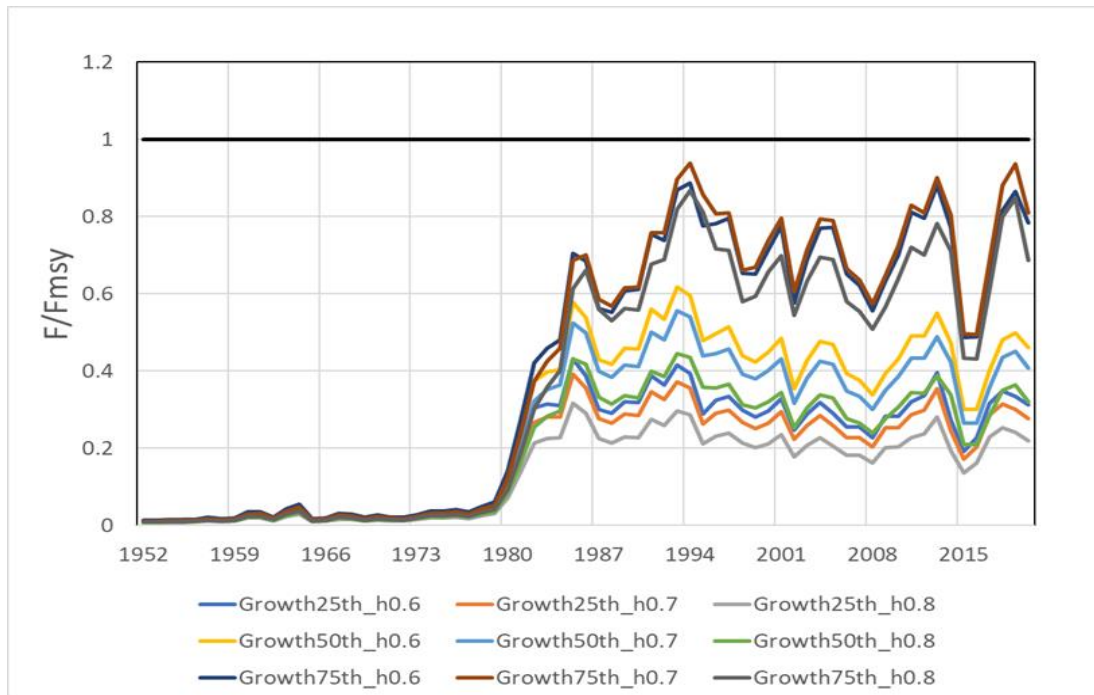
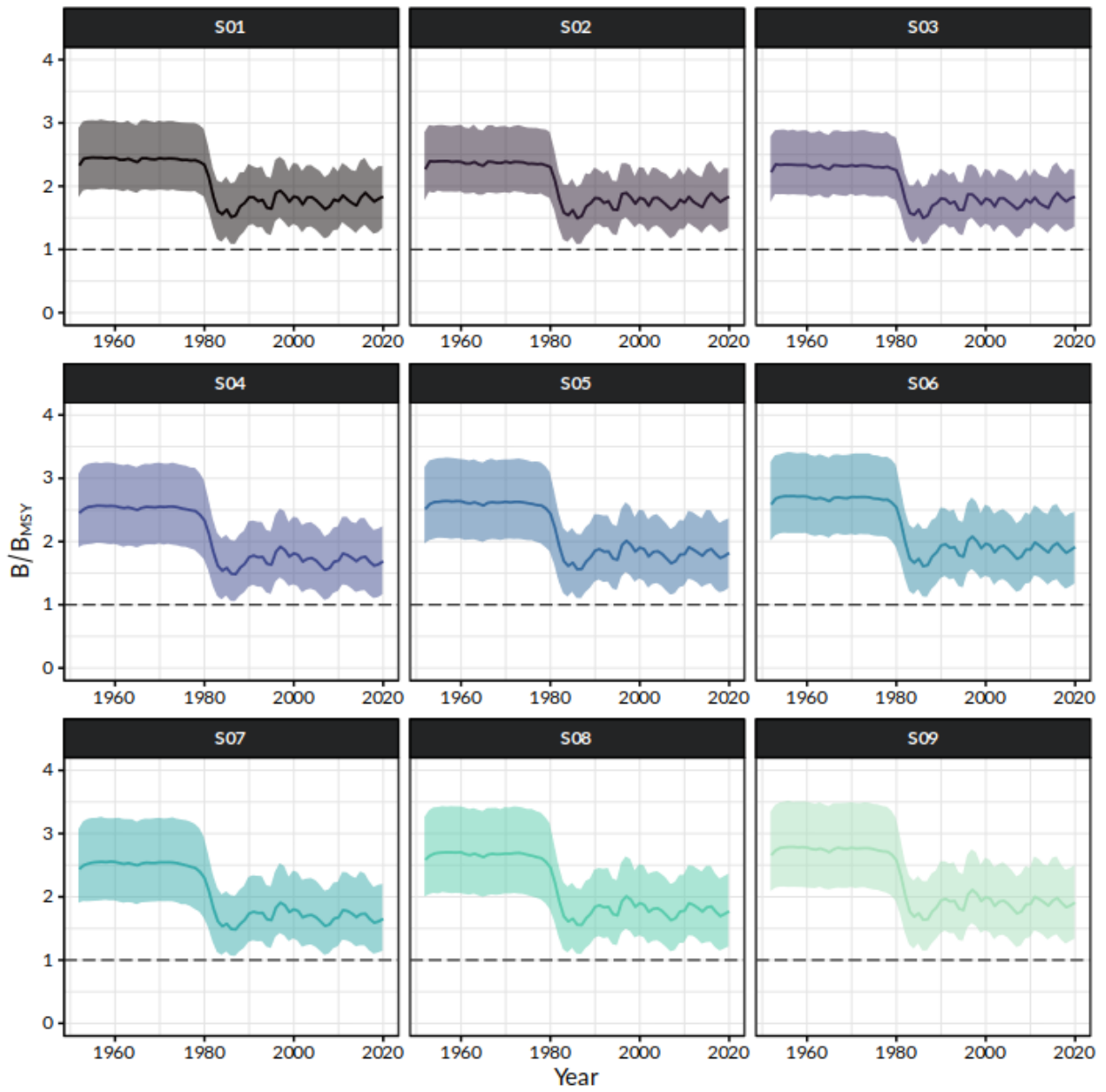


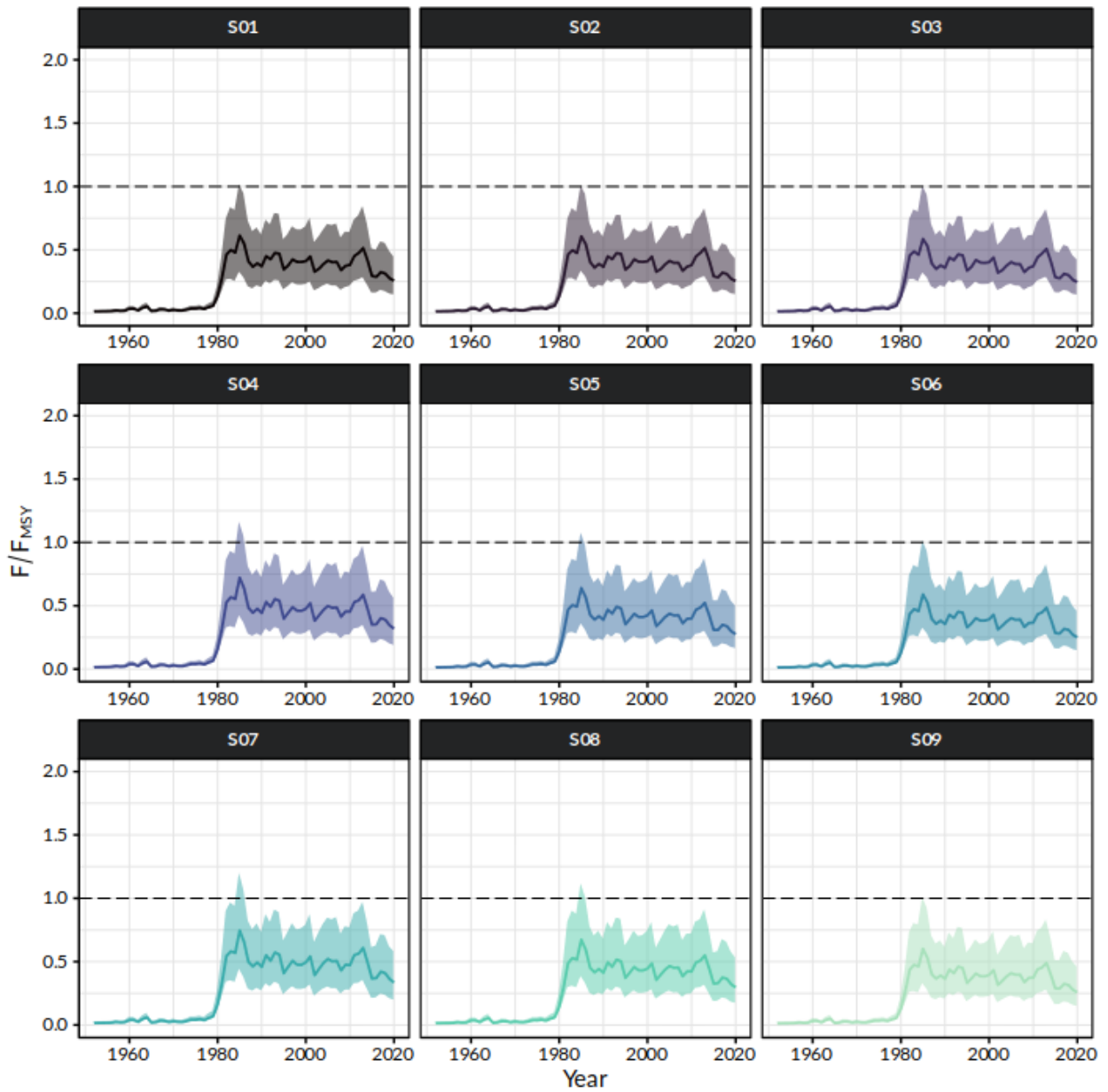
Figure 33. SSB/SSB<sub>msy</sub> trajectories across the Stock Synthesis uncertainty grid of the western skipjack stock.



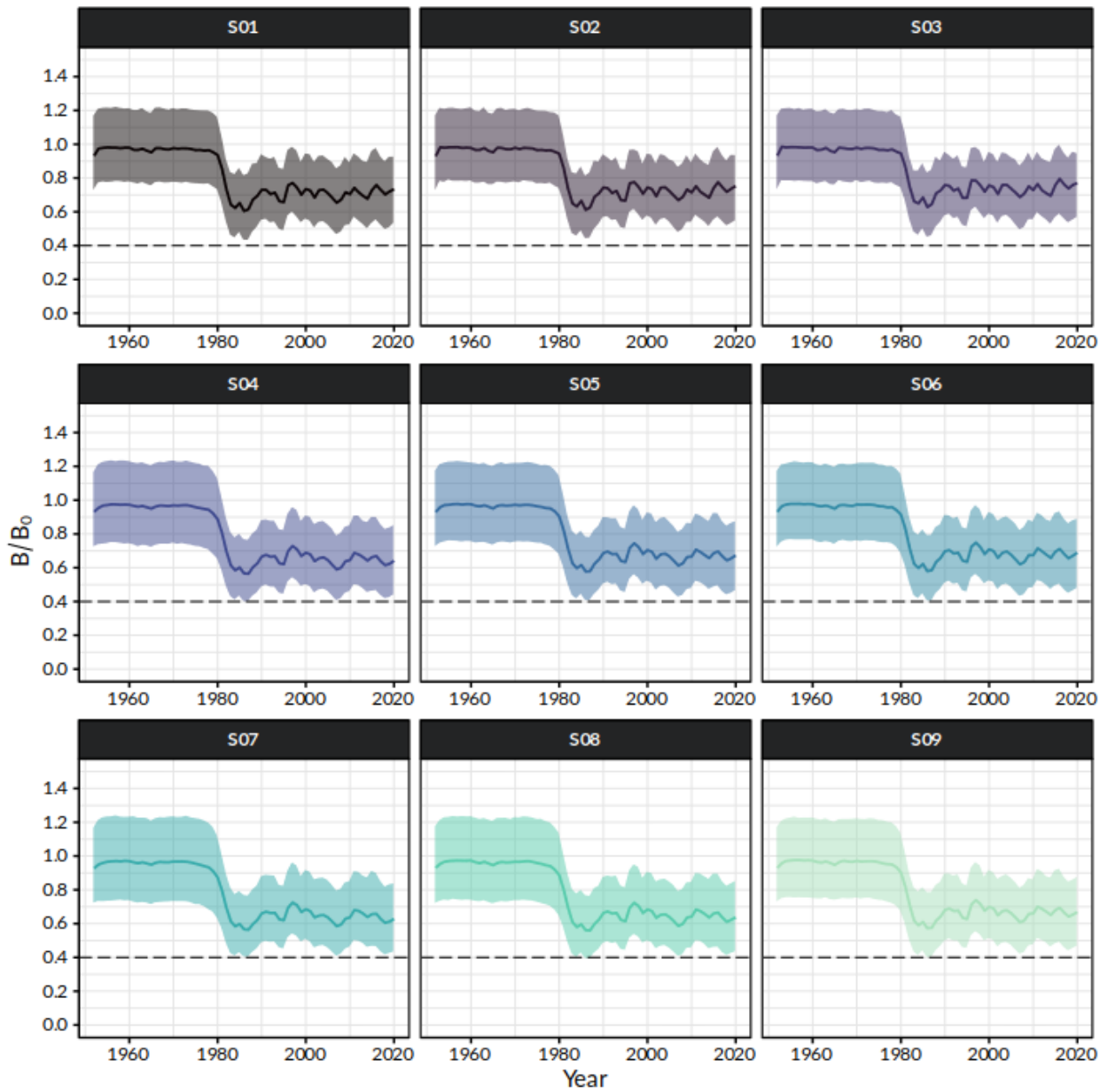
**Figure 34.**  $F/F_{MSY}$  trajectories across the Stock Synthesis uncertainty grid of the western skipjack stock.



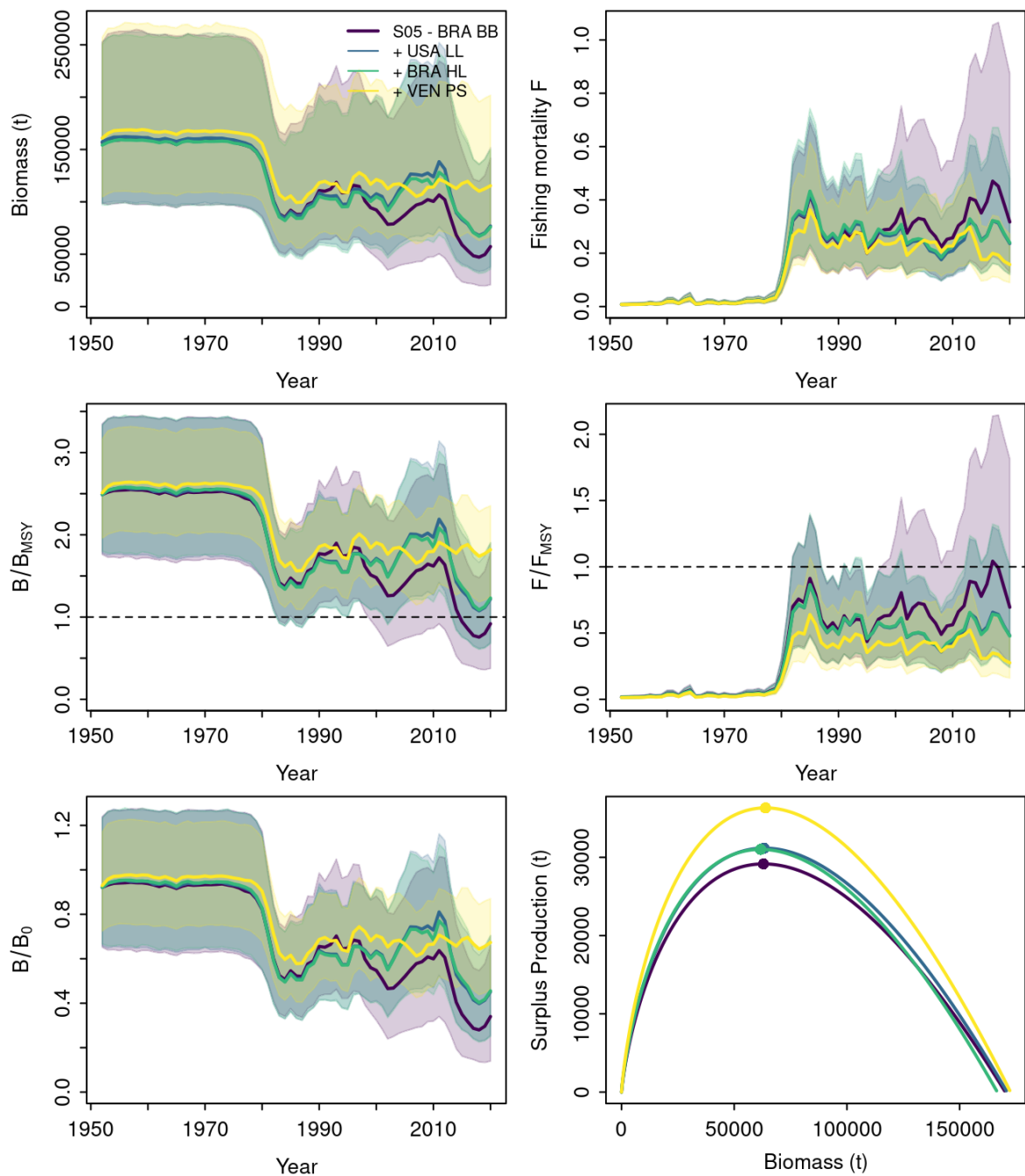
**Figure 35.** Trends in biomass relative to  $B_{MSY}$  ( $B/B_{MSY}$ ) for each uncertainty grid scenario from the Bayesian state-space surplus production JABBA model fits to West Atlantic skipjack tuna.



**Figure 36.** Trends in fishing mortality relative to  $F_{MSY}$  ( $F/F_{MSY}$ ) for each uncertainty grid scenario from the Bayesian state-space surplus production JABBA model fits to West Atlantic skipjack tuna.

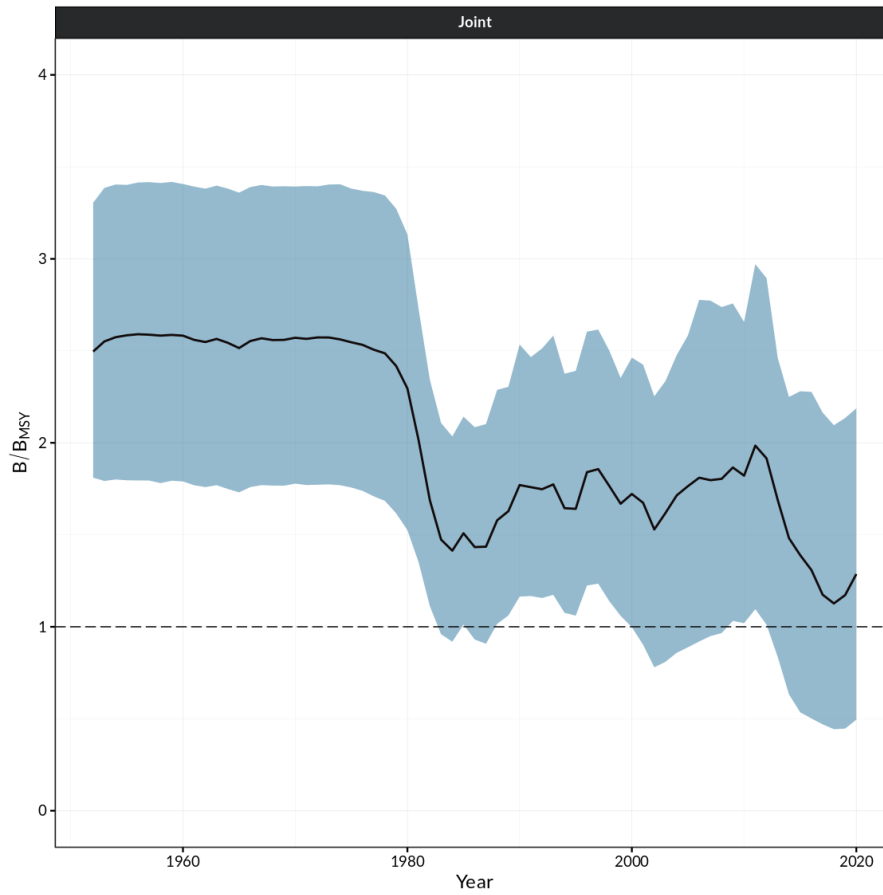


**Figure 37.** Trends in biomass relative to  $B_0$  ( $B/B_0$ ) for each uncertainty grid scenario from the Bayesian state-space surplus production JABBA model fits to West Atlantic skipjack tuna.

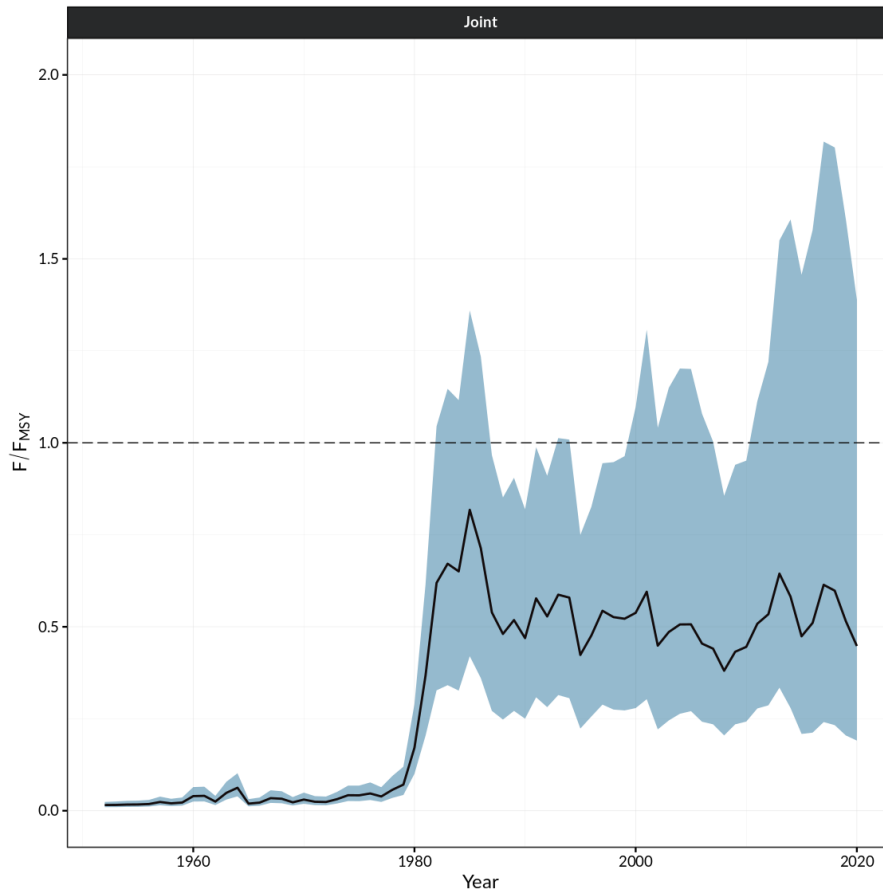


**Figure 38.** Sensitivity analysis performed for scenario S05 involving the stepwise addition of each CPUE series within the model, depicting the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to  $B_{MSY}$  ( $B/B_{MSY}$ ) and fishing mortality relative to  $F_{MSY}$  ( $F/F_{MSY}$ ) (middle panels) and biomass relative to  $K$  ( $B/K$ ) and surplus production curve (bottom panels) for the West Atlantic skipjack tuna.

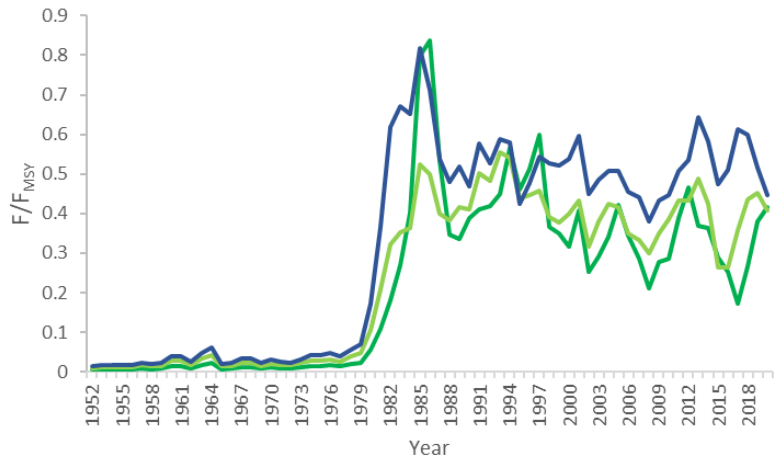
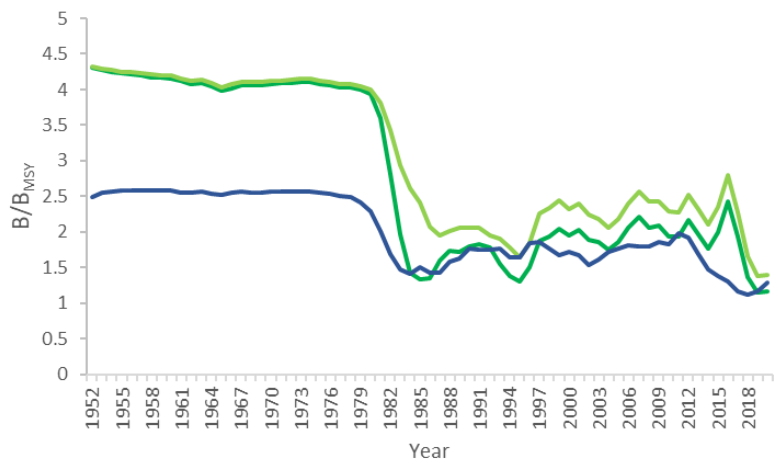
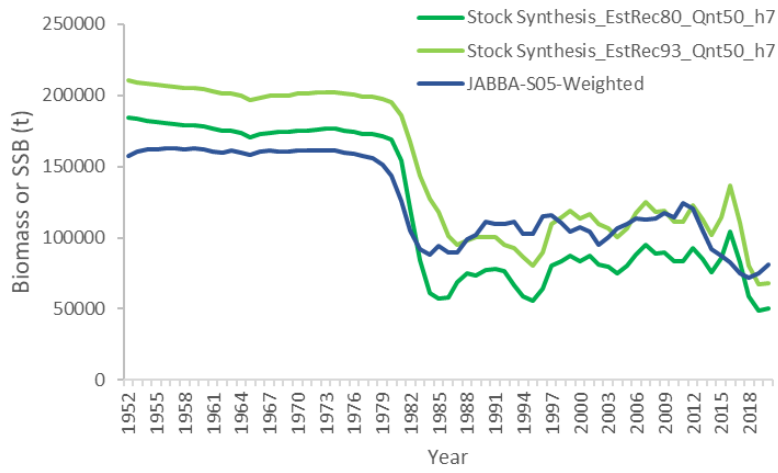




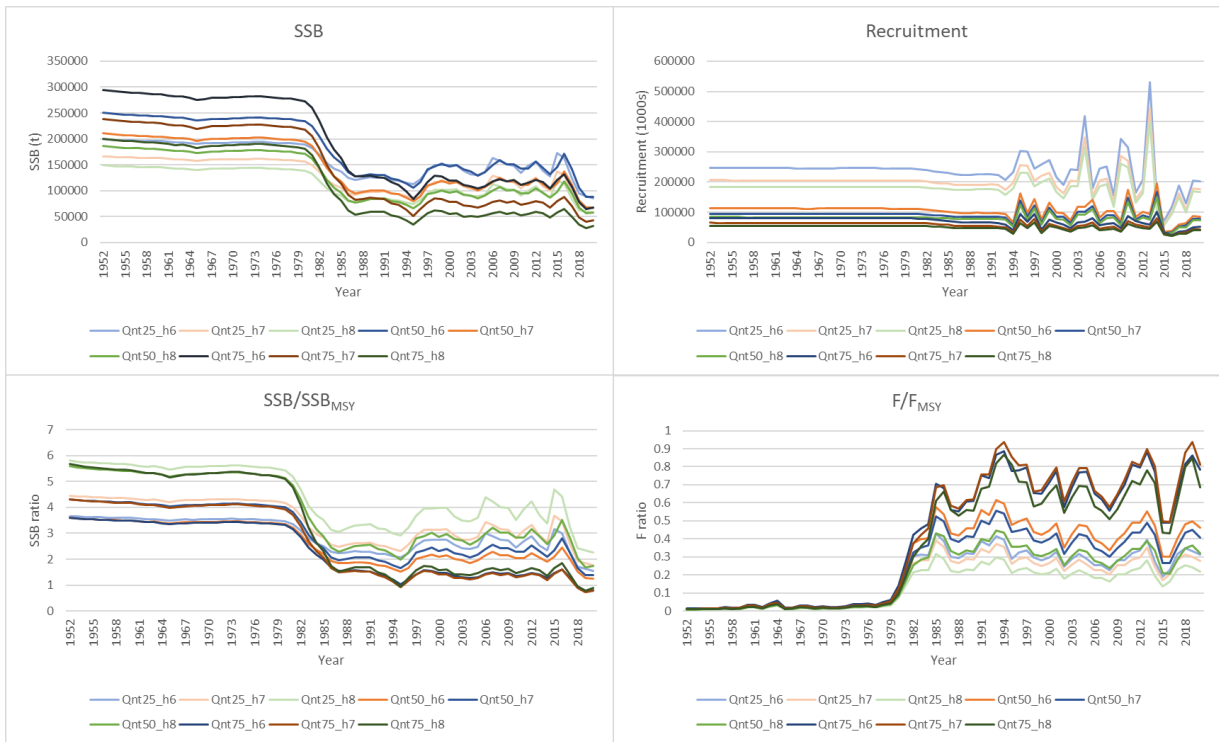
**Figure 39.** Trends in biomass relative to  $B_{MSY}$  ( $B/B_{MSY}$ ) for the reference case scenario model (S05) where the indices were weighted proportional to the total catch by fleet.



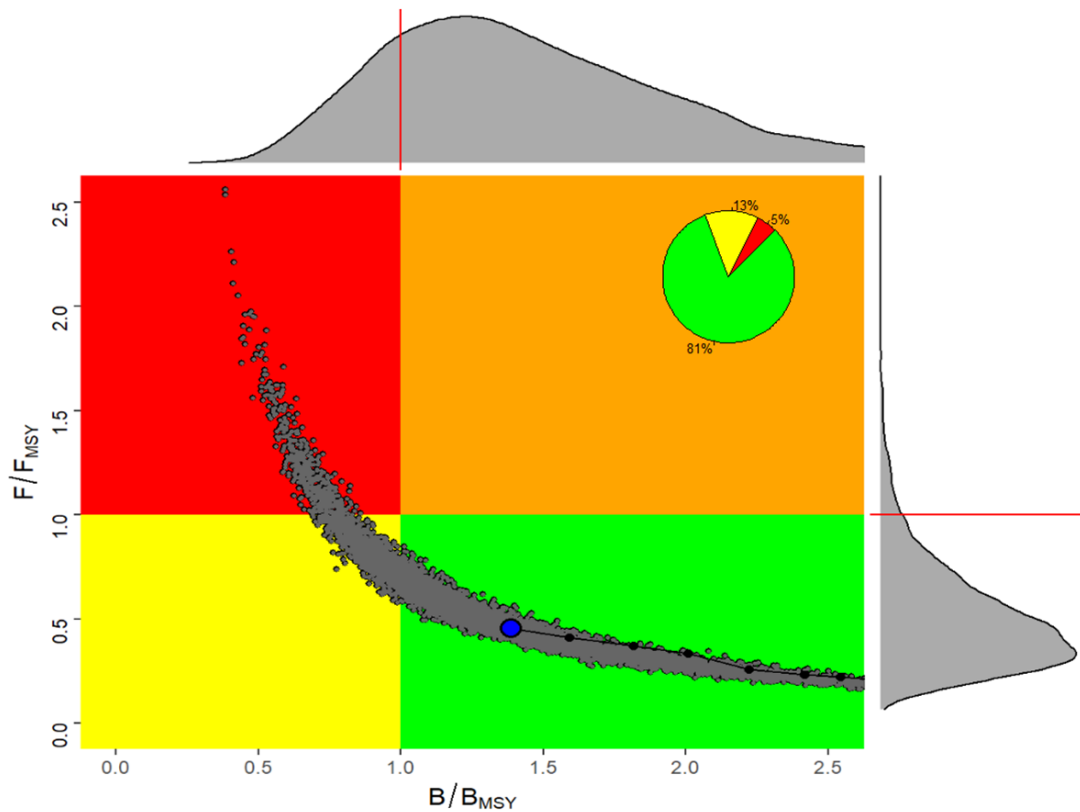
**Figure 40.** Trends in fishing mortality relative to  $F_{MSY}$  ( $F/F_{MSY}$ ) for the reference case scenario model (S05) where the indices were weighted proportional to the total catch by fleet.



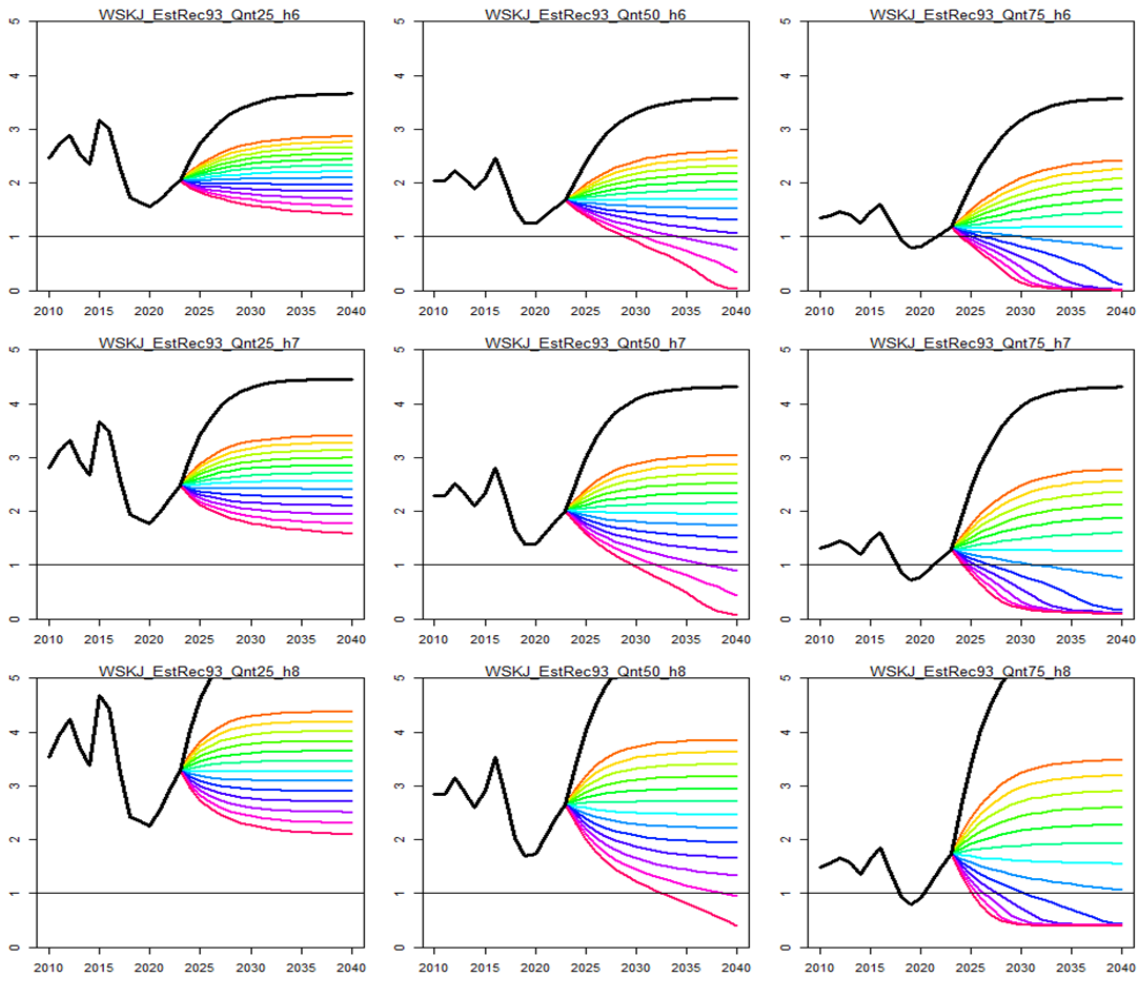
**Figure 41.** Annual estimates of SSB, Recruitment, SSB/SSBMSY and F/FMSY for the two stock assessment models considered for the western Atlantic stock (Stock Synthesis, JABBA).



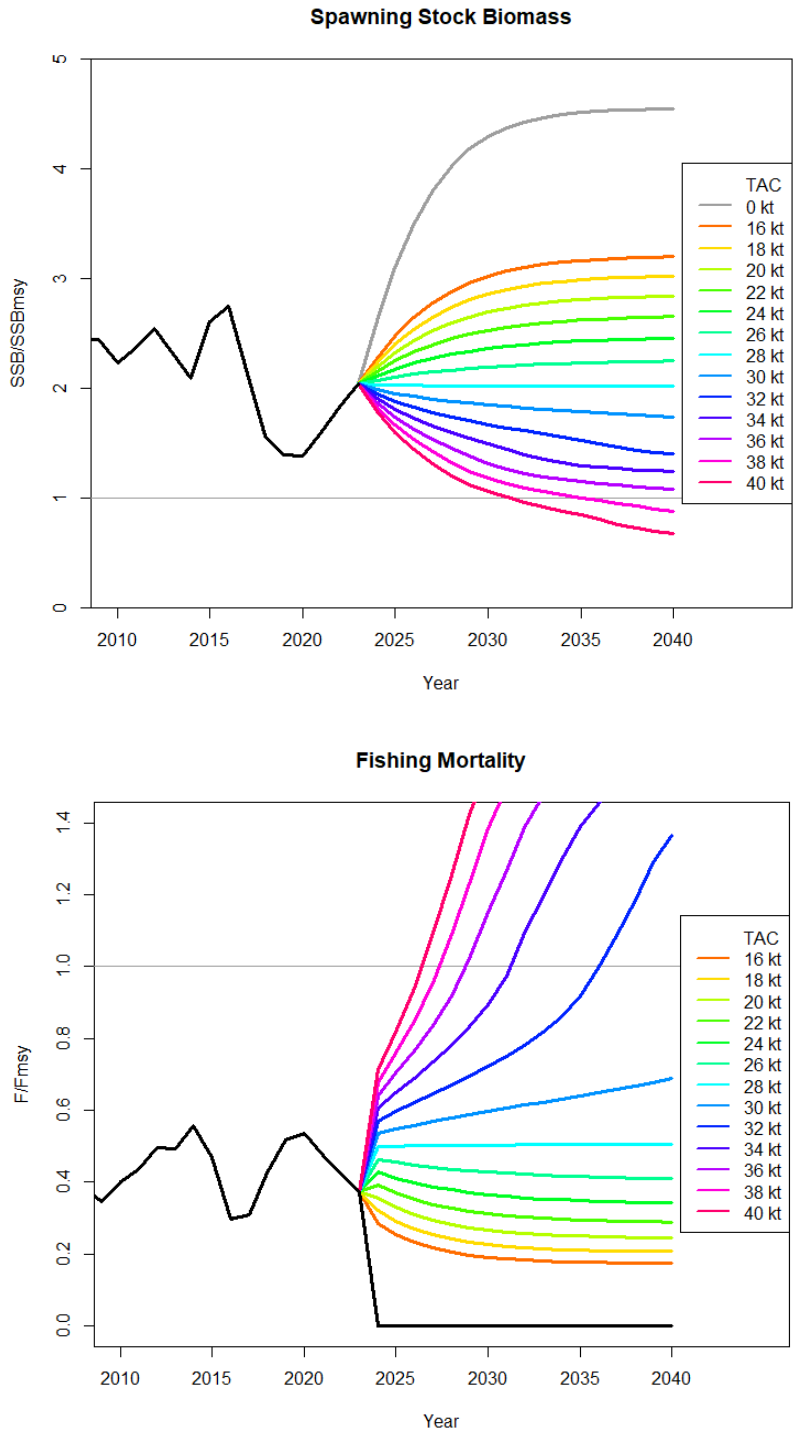
**Figure 42.** Annual estimates of the median SSB, Recruitment, SSB/SSB<sub>MSY</sub> and F/F<sub>MSY</sub> from nine Stock Synthesis uncertainty grid runs, exploring uncertainty in natural mortality (*M*) and stock productivity (steepness, *h*).



**Figure 43.** Kobe plot illustrating the current stock status and associated uncertainty quantified using (10000) MVLN iterations across nine uncertainty grid scenarios. All grid runs used Stock Synthesis and explored uncertainty in growth/natural mortality (*M*) and steepness (*h*).



**Figure 44.** SSB/SSB<sub>MSY</sub> trajectories across 9 Stock Synthesis uncertainty grid runs under different constant catch scenarios for the western skipjack stock.



**Figure 45.**  $SSB/SSB_{MSY}$  (upper panel) and  $F/F_{MSY}$  (lower panel) trajectories combining 9 Stock Synthesis uncertainty grid runs under different constant catch scenarios for the western skipjack stock.

## Agenda

### Objectives

The SCRS will conduct the 2022 assessment of Skipjack tuna stock with data up to 2020. An intersessional workplan agreed upon during the Data Preparatory meeting will define the parameters and models for the assessment analyses.

### Tentative Agenda\*

1. Opening, adoption of Agenda, and meeting arrangements [Secretariat]
2. Summary of available data for assessment and updates since Data Preparatory meeting []
  - 2.1. Fisheries statistics, size, and CAS estimates [ C. Palma]
  - 2.2. Biological parameters and fleet structure [Serena W.]
  - 2.3. Relative indices of abundance [Mariela Narvaez]
3. Stock Assessment Models and other data relevant to the assessment [Teams SA models]
  - 3.1. Eastern stock
    - 3.1.1. Statistically integrated model, (Stocks Synthesis 3) [M. Lauretta]
    - 3.1.2. Surplus Production models (JABBA and MPB) [Daniel G.]
  - 3.2. Western stock
    - 3.2.1. Statistically integrated model, (Stocks Synthesis 3) [Eidi K.]
    - 3.2.2. Surplus Production models (JABBA) [Rodrigo S.]
4. Stock status results
  - 4.1 Eastern stock
    - 4.1.1 Statistically integrated model, Stocks Synthesis [Gustavo, Agurtzane]
    - 4.1.2 Surplus Production models, JABBA and MPB [Hilario M.]
    - 4.1.3 Synthesis of assessment results [J. Santiago]
  - 4.2 Western stock
    - 4.2.1 Statistically integrated model, Stocks Synthesis [Gustavo, Rodrigo, Shannon]
    - 4.2.2 Surplus Production models, JABBA [Fisch, .]
    - 4.2.3 Synthesis of assessment results [Shannon C.]
5. Projections Kobe Matrix for Skipjack tuna stocks [Thursday] [A. Kimoto]
  - 5.1 Eastern Stock
  - 5.2 Western stock
6. Recommendations
  - 6.1 Management
    - 6.1.1 Eastern Stock [A. Maufroy]
    - 6.1.2 Western stock [P. Travassos? To be confirmed]
  - 6.2 Research and statistics – including those with financial implications [K, Bradley]
7. Responses to the Commission [G. Diaz]
8. Other matters [D. Die]
9. Adoption of the report and closure

## List of participants

**CONTRACTING PARTIES****BRAZIL****Cardoso, Luis Gustavo**

Federal University of Rio Grande - FURG, Italy Av, sn, Campus Carreiros, 96203-900 Rio Grande - RS  
Tel: +55 53 999010168, E-Mail: cardosolg15@gmail.com

**Crespo, Osman**

Marine Biologist, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Departamento de Oceanografia e Pescas, Rua Prf. Doutor Frederico Machado, 4, 9901-862, Portugal  
Tel: +351 913 112 367, E-Mail: osman.crespo@gmail.com

**Kikuchi, Eidi**

Federal University of Rio Grande - Institute of Oceanography, 96201-900 Rio Grande  
Tel: +55 53 991 641 561, E-Mail: eidikikuchi@hotmail.com

**Leite Mourato, Bruno**

Profesor Adjunto, Laboratório de Ciências da Pesca - LabPesca Instituto do Mar - IMar, Universidade Federal de São Paulo - UNIFESP, Rua Carvalho de Mendonça, 144, Encruzilhada, 11070-100 Santos, SP  
Tel: +55 1196 765 2711, Fax: +55 11 3714 6273, E-Mail: bruno.mourato@unifesp.br; bruno.pesca@gmail.com; mourato.br@gmail.com

**Sant'Ana, Rodrigo**

Researcher, Laboratório de Estudos Marinhos Aplicados - LEMA Ecola do Mar, Ciência e Tecnologia - EMCT, Universidade do Vale do Itajaí - UNIVALI, Rua Uruquai, 458 - Bloco E2, Sala 108 - Centro, Itajaí, CEP 88302-901 Santa Catarina Itajaí  
Tel: +55 (47) 99627 1868, E-Mail: rsantana@univali.br

**CHINA, (P. R.)****Feng, Ji**

Shanghai Ocean University, 999 Hucheng Huan Rd, 201306 Shanghai  
Tel: +86 159 215 36810, E-Mail: fengji\_shou@163.com; 276828719@qq.com; f52e@qq.com

**Huang, Yucheng**

Shanghai Ocean University, 999 Hucheng Huan Road, Shanghai, 201306  
Tel: +86 177 989 21637, E-Mail: yuchenhuang0111@163.com

**Wang, Yang**

Research Assistant, Shanghai Ocean University, 999 Hucheng Huan Road, Shanghai, 201306  
E-Mail: shouwyh@163.com

**Yang, Shiyu**

Shanghai Ocean University, 999 Hucheng Huan Road, Shanghai, 201306  
Tel: +86 185 021 91519, E-Mail: yangshiyu\_shou@163.com

**Zhang, Fan**

Shanghai Ocean University, 999 Hucheng Huan Rd, 201306 Shanghai  
Tel: +86 131 220 70231, E-Mail: f-zhang@shou.edu.cn

**Zhu, Jiangfeng**

Professor, Shanghai Ocean University, College of Marine Sciences, 999 Hucheng Huan Rd., 201306 Shanghai, China (P.R.)  
Tel: +86 21 619 00554; +86 156 921 65061, Fax: +86 21 61900000, E-Mail: jfzhu@shou.edu.cn

**EL SALVADOR****Chavarría Valverde, Bernal Alberto**

Asesor en Gestión y Política pesquera Internacional, Centro para el Desarrollo de la Pesca y Acuicultura (CENDEPESCA), Final 1ª Avenida Norte, 13 Calle Oriente y Av. Manuel Gallardo, 1000 Santa Tecla, La Libertad  
Tel: +506 882 24709, Fax: +506 2232 4651, E-Mail: bchavarría@lsg-cr.com

**Galdámez de Arévalo, Ana Marlene**

Jefa de División de Investigación Pesquera y Acuícola, Ministerio de Agricultura y Ganadería, Final 1a. Avenida Norte, 13 Calle Oriente y Av. Manuel Gallardo. Santa Tecla, La Libertad  
Tel: +503 2210 1913; +503 619 84257, E-Mail: ana.galdamez@mag.gob.sv; ana.galdamez@yahoo.com



## **EUROPEAN UNION**

### **Biagi, Franco**

Senior Expert Marine & Fishery Sciences, Directorate General for Maritime Affairs and Fisheries (DG-Mare) - European Commission, Unit C3: Scientific Advice and data collection, Rue Joseph II, 99, 1049 Brussels, Belgium  
Tel: +322 299 4104, E-Mail: franco.biagi@ec.europa.eu

### **Abascal Crespo, Francisco Javier**

Fisheries Scientist, Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C.O. de Canarias, C/ Farola del Mar, 22, 38180 Santa Cruz de Tenerife, Spain  
Tel: +34 922 549 400, Fax: +34 922 549 554, E-Mail: francisco.abascal@ieo.es

### **Akia, Sosthène Alban Valeryn**

Doctorant, IRD, UMR MARBEC, Station Ifremer, Avenue Jean Monnet CS 30171, 34203 Sète, France  
Tel: +33 758 312 795, E-Mail: sosthene.akia@ird.fr

### **Alzorritz, Nekane**

ANABAC, Txibitxiaga 24 entreplanta, 48370 Bermeo, Bizkaia, Spain  
Tel: +34 94 688 2806; +34 650 567 541, E-Mail: nekane@anabac.org

### **Déniz González, Santiago Félix**

Instituto Español de Oceanografía, C/ La Farola del Mar n° 22 - Dársena Pesquera, 38180 Santa Cruz de Tenerife, Spain  
Tel: +34 646 152 724, E-Mail: santiago.deniz@ieo.es

### **Gaertner, Daniel**

Institut de Recherche pour le Développement (IRD) UMR MARBEC (IRD/Ifremer/CNRS/UMII), CRH, CS 30171, Av. Jean Monnet, 34203 Sète Cedex, France  
Tel: +33 4 99 57 32 31, Fax: +33 4 99 57 32 95, E-Mail: daniel.gaertner@ird.fr

### **Grande Mendizabal, Maitane**

AZTI - Investigación Marina. Marine Research. Itsas Ikerketa Gestión Pesquera Sostenible. Sustainable Fisheries Management. Arrantza-kudeaketa Jasangarria, Herrera Kaia - Portualdea z/g., 20110 Pasaia, Spain  
Tel: +34 667 100 124; +34 667 100 124, E-Mail: mgrande@azti.es

### **Herrera Armas, Miguel Angel**

Deputy Manager (Science), OPAGAC, C/ Ayala 54, 2° A, 28001 Madrid, Spain  
Tel: +34 91 431 48 57; +34 664 234 886, Fax: +34 91 576 12 22, E-Mail: miguel.herrera@opagac.org

### **Kaplan, David**

Director Research, Institut de Recherche pour le Développement (IRD), UMR MARBEC (Univ. Montpellier, CNRS, Ifremer, IRD), Av Jean Monnet CS 30171, 34070 Sète Cedex, France  
Tel: +33 499 573 225, E-Mail: david.kaplan@ird.fr

### **Maufroy, Alexandra**

ORTHONGEL, 5 rue des sardiniens, 29900 Concarneau, France  
Tel: +33 649 711 587, Fax: +33 2 98 50 80 32, E-Mail: amaufroy@orthongel.fr

### **Merino, Gorka**

AZTI - Tecnalia /Itsas Ikerketa Saila, Herrera Kaia Portualdea z/g, 20100 Pasaia - Gipuzkoa, Spain  
Tel: +34 94 657 4000; +34 664 793 401, Fax: +34 94 300 4801, E-Mail: gmerino@azti.es

### **Pascual Alayón, Pedro José**

Investigador, Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades, Instituto Español de Oceanografía, C.O. de Canarias, Vía Espaldón, Dársena Pesquera, Parcela 8, 38180 Santa Cruz de Tenerife, Islas Canarias, Spain  
Tel: +34 922 549 400; +34 686 219 114, Fax: +34 922 549 500, E-Mail: pedro.pascual@ieo.es

### **Rojo Méndez, Vanessa**

IEO Centro Oceanográfico de Canarias, C/ Farola del Mar n° 22, Dársena Pesquera, 38180 Santa Cruz de Tenerife, Spain  
Tel: +34 922 549 400, Fax: +34 922 549 554, E-Mail: vanessa.rojo@ieo.es

### **Santiago Burrutzaga, Josu**

Head of Tuna Research Area, AZTI-Tecnalia, Txatxarramendi z/g, 48395 Sukarrieta (Bizkaia) Basque Country, Spain  
Tel: +34 94 6574000 (Ext. 497); +34 664 303 631, Fax: +34 94 6572555, E-Mail: jsantiago@azti.es; flarrauri@azti.es

### **Urtizberea Ijurco, Agurtzane**

AZTI-Tecnalia / Itsas Ikerketa Saila, Herrera kaia. Portualdea z/g, 20110 Pasaia, Gipuzkoa, Spain  
Tel: +34 667 174 519, Fax: +34 94 657 25 55, E-Mail: aurtizberea@azti.es

## **GABON**

**Angueko, Davy**

Chargé d'Etudes du Directeur Général des Pêches, Direction Générale des Pêche et de l'Aquaculture, BP 9498, Libreville Estuaire

Tel: +241 6653 4886, E-Mail: davyangueko83@gmail.com; davyangueko@yahoo.fr

## **GUATEMALA**

**Alvarado Albarado, Stefanny Rebeca**

Técnico, km 22 Ruta al Pacífico, Edificio La Ceiba 3er Nivel, 01064 Bárcena, Villa Nueva

Tel: +502 330 30005, E-Mail: stefannyalbarado@gmail.com

## **JAPAN**

**Matsubara, Naoto**

Highly Migratory Resource Division, Fisheries Stock Assessment Center Fisheries Resources Institute, Fisheries Research and Education Agency, 2-12-4 fukuura, kanazawa-ku, Kanagawa Yokohama 236-8648

Tel: +81 45 788 7922; +81 45 788 5004, E-Mail: matsubaranaoto@affrc.go.jp; naotomatsubaraf91@gmail.com

**Uozumi, Yuji**

Adviser, Japan Tuna Fisheries Co-operation Association, Japan Fisheries Research and Education Agency, Tokyo Koutou ku Eitai 135-0034

## **MAURITANIA**

**Habibe, Beyahe Meissa**

Chef du Laboratoire Évaluation des Ressources Vivantes Aquatiques (LERVA), Institut Mauritanien de Recherches Océanographiques et des Pêches - IMROP, B.P. 22, Cite IMROP Villa N° 8, Nouadhibou

Tel: +222 2242 1047, Fax: +222 574 5081, E-Mail: bmouldhabib@gmail.com; beyahem@yahoo.fr

## **MOROCCO**

**Baibbat, Sid Ahmed**

Chef de Laboratoire des Pêches, Centre régional de l'INRH à Dakhla, Institut National de Recherches Halieutiques (INRH), 2, BD Sidi Abderrahmane, ain diab., 20100 Dakhla

Tel: +212 661 642 573, E-Mail: baibbat@inrh.ma; baibat@hotmail.com

**El Joumani, El Mahdi**

Ingénieur Halieute, Institut National de Recherche Halieutique "INRH", Laboratoire de pêche au Centre Régional de l'INRH-Laayoune, Avenue Charif Erradi N 168 Hay el Ouahda 01, Laayoune

Tel: +212 661 114 418, E-Mail: Eljoumani.mehdi@gmail.com

## **NAMIBIA**

**Hanghome, Gustaf**

Senior Fisheries Research Technician, Ministry of Fisheries and Marine Resources, National Marine Information and Research Centre, 1st Strand Street

Tel: +264 410 1000, Fax: +264 64 404385, E-Mail: Gustaf.Hanghome@mfmr.gov.na

**Jagger, Charmaine**

Fisheries Biologist, Ministry of Fisheries and Marine Resources, National Marine Information and Research Centre (NatMIRC), P.O. Box 912 Swakopmund, 1 Strand Street

Tel: +264 64 410 1000, Fax: +264 64 404385, E-Mail: Charmaine.Jagger@mfmr.gov.na

**Shikongo, Taimi**

Senior Fisheries Biologist, Ministry of Fisheries and Marine Resources, Large Pelagic Species, 1 Strand Street P.O. BOX 912, 9000 Swakopmund Erongo

Tel: +264 644 101 000, Fax: +264 644 04385, E-Mail: Taimi.Shikongo@mfmr.gov.na; tiemeshix@gmail.com

## **NICARAGUA**

**Barnuty Navarro, Renaldy Antonio**

Hidrobiólogo, Director - Dirección de Investigaciones Pesqueras - Instituto Nicaragüense de la Pesca y Acuicultura (INPESCA), Km 3.5 carretera Norte, Contiguo al edificio de la Big Cola, Managua

Tel: +505 22 4424 01 Ext. 140; +505 842 04110, E-Mail: rbarnutti@inpesca.gob.ni

## **SENEGAL**

**Ba, Kamarel**

Docteur en Sciences halieutiques et modélisation, Ministère de l'Agriculture et de l'Équipement Rural, Institut Senegalais de Recherches Agricoles (ISRA), Centre de Recherches Oceanographiques de Dakar Thiaroye (CRODT), Pôle de Recherches de Hann, Route du Front de Terre, 2241 Dakar

Tel: +221 76 164 8128, Fax: +221 338 328 262, E-Mail: kamarel2@hotmail.com

**Kebe, Papa**

Consultant, Villa numéro 288 Siples-II Dakar, B.P. 45.828, Dakar Fann  
Tel: +221 33 867 92 82; Tel. Cellular: +221 77 565 02 87, E-Mail: papa.amary@gmail.com

**Ndiaye, El Hadji**

Direction des Pêches maritimes, 20000 Dakar  
Tel: +221 77 543 6301, E-Mail: elhandiaye@yahoo.fr

**Sow, Fambaye Ngom**

Chercheur Biologiste des Pêches, Centre de Recherches Océanographiques de Dakar Thiaroye, CRODT/ISRA, LNERV -  
Route du Front de Terre - BP 2241, Dakar  
Tel: +221 3 0108 1104; +221 77 502 67 79, Fax: +221 33 832 8262, E-Mail: ngomfambaye2015@gmail.com;  
famngom@yahoo.com

**ST. VINCENT AND GRENADINES****Connell, Shamal**

Fisheries Officer, Fisheries Division Ministry of Agriculture, Forestry, Fisheries, Industry and Labour, Richmond Hill, VC0120  
Kingstown  
Tel: +784 456 2738, E-Mail: volcanicsoils@hotmail.com; fishdiv@gov.vc

**Jardine-Jackson, Cheryl**

Fisheries Officer / Data Unit, Fisheries Division, Ministry of Agriculture, Forestry, Fisheries, Rural Transformation, Industry  
and Labour  
Tel: +1 784 456 2738, E-Mail: cejmespo@yahoo.com; cejackson@outlook.com

**UNITED KINGDOM OF GREAT BRITAIN AND NORTHERN IRELAND****Bradley, Kirsty**

Fisheries Scientist, CEFAS, Pakefield Road, Lowestoft Suffolk NR33 0HT  
Tel: +44 1502 524 404, E-Mail: kirsty.bradley@cefas.co.uk

**Wright, Serena**

Fisheries Scientist, Centre for Environment, Fisheries and Aquaculture Science (Cefas), ICCAT Tagging programme St.  
Helena, Pakefield Road, Lowestoft NR33 0NG  
Tel: +44 1502 52 1338; +44 797 593 0487, E-Mail: serena.wright@cefas.co.uk

**UNITED STATES****Brown, Craig A.**

Chief, Highly Migratory Species Branch, Sustainable Fisheries Division, Southeast Fisheries Science Center, NOAA, National  
Marine Fisheries Service, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149  
Tel: +1 305 586 6589, E-Mail: craig.brown@noaa.gov

**Cass-Calay, Shannon**

Director, NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive,  
Miami, Florida 33149  
Tel: +1 305 361 4231, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: shannon.calay@noaa.gov

**Díaz, Guillermo**

NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149  
Tel: +1 305 361 4227, E-Mail: guillermo.diaz@noaa.gov

**Die, David**

Research Associate Professor, Cooperative Institute of Marine and Atmospheric Studies, University of Miami, 4600  
Rickenbacker Causeway, Miami, Florida 33149  
Tel: +1 305 421 4607, E-Mail: ddie@rsmas.miami.edu

**Fisch, Nicholas**

Southeast Fisheries Science Center, 101 Pivers Island Road, Beaufort, North Carolina 28516  
Tel: +1 727 798 8424, E-Mail: nickcfisch@gmail.com; nicholas.fisch@noaa.gov

**Lauretta, Matthew**

Fisheries Biologist, NOAA Fisheries Southeast Fisheries Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149  
Tel: +1 305 361 4481, E-Mail: matthew.lauretta@noaa.gov

**Norelli, Alexandra**

PhD Student, University of Miami, Cooperative Institute for Marine & Atmospheric Studies, CIMAS Office 303, RSMAS,  
4600 Rickenbacker Causeway, Miami FL 33149  
Tel: +1 203 918 0949, E-Mail: apn26@miami.edu; alexandra.norelli@rsmas.miami.edu

**Schirripa, Michael**

Research Fisheries Biologist, NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149

Tel: +1 305 445 3130; +1 786 400 0649, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: michael.schirripa@noaa.gov

**Zhang, Xincheng**

NOAA/NMFS/SEFSC, 3500 Delwood Beach Rd., Florida 32408

Tel: +1 850 234 6541 ext. 264, Fax: +1 850 235 3559, E-Mail: Xincheng.Zhang@noaa.gov; Xincheng.Zhang0115@gmail.com

**URUGUAY****Forselledo, Rodrigo**

Investigador, Dirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Laboratorio de Recursos Pelágicos, Constituyente 1497, CP 11200 Montevideo

Tel: +598 2400 46 89, Fax: +598 2401 3216, E-Mail: rforselledo@gmail.com

**VENEZUELA****Arocha, Freddy**

Asesor Científico, Instituto Oceanográfico de Venezuela, Universidad de Oriente, A.P. 204, 6101 Cumaná Estado Sucre

Tel: +58 424 823 1698, E-Mail: farochap@gmail.com

**Leiva, Rony**

Analista de la Gerencia de Ordenación Pesquera

E-Mail: ronyleivamartinez@gmail.com

**Narváez Ruiz, Mariela del Valle**

Lab. 34, Edif. Instituto Oceanográfico de Venezuela, Universidad de Oriente, Departamento de Biología Pesquera, Av. Universidad, Cerro Colorado, DBP-31 Laboratory, 6101 Cumaná Estado Sucre

Tel: +58 412 085 1602, E-Mail: mnarvaezruiz@gmail.com

***OBSERVERS FROM INTERGOVERNMENTAL ORGANIZATIONS*****INDIAN OCEAN TUNA COMMISSION - IOTC****Fu, Dan**

Stock Assessment Expert, IOTC, Victoria, Mahe, Seychelles

Tel: +248 252 5471, E-Mail: dan.fu@fao.org

***OBSERVERS FROM NON-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS*****BRAZILIAN ASSOCIATION OF FISH INDUSTRIES - ABIPESCA****Mello, Carlos**

Technical Director, Associação Brasileira das indústrias de pescados - ABIPESCA, Áreas Norte, Quadra 601 Boco H, Edifício ION, Sala 1920, 70830-018 Brasília, DF, Brazil

Tel: +55 619 950 85491, E-Mail: carlos@abipesca.com.br; iccat@abipesca.com.br

**INTERNATIONAL SEAFOOD SUSTAINABILITY FOUNDATION – ISSF****Justel, Ana**

ISSF-Spain, Plaza Santa María Soledad Torres Acosta 1, 5ª Planta, 28004 Madrid, Spain

Tel: +34 91 745 3075; +34 696 557 530, E-Mail: ajustel@iss-foundation.org

**Murua, Hilario**

Senior Scientist, International Seafood Sustainability Foundation (ISSF), 655 15th Street NW, Suite 800, Washington, DC 20005, United States

Tel: +34 667 174 433; +1 703 226 8101, E-Mail: hmurua@iss-foundation.org

**WORLDWIDE FUND FOR NATURE – WWF****Buzzi, Alessandro**

WWF Mediterranean, Via Po, 25/c, 00198 Rome, Italy

Tel: +39 346 235 7481, Fax: +39 068 413 866, E-Mail: abuzzi@wwfmedpo.org

**SCRS CHAIRMAN****Melvin, Gary**

SCRS Chairman, St. Andrews Biological Station - Fisheries and Oceans Canada, Department of Fisheries and Oceans, 285 Water Street, St. Andrews, New Brunswick E5B 1B8, Canada

Tel: +1 506 652 95783; +1 506 651 6020, E-Mail: gary.d.melvin@gmail.com; gary.melvin@dfo-mpo.gc.ca

**SCRS VICE-CHAIRMAN**

**Arrizabalaga, Haritz**

Principal Investigator, SCRS Vice-Chairman, AZTI Marine Research Basque Research and Technology Alliance (BRTA),  
Herrera Kaia Portualde z/g, 20110 Pasaia, Gipuzkoa, Spain

Tel: +34 94 657 40 00; +34 667 174 477, Fax: +34 94 300 48 01, E-Mail: harri@azti.es

\*\*\*\*\*

**ICCAT Secretariat**

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

**Manel, Camille Jean Pierre**

**Neves dos Santos, Miguel**

**Ortiz, Mauricio**

**Palma, Carlos**

**Taylor, Nathan**

**Kimoto, Ai**

**Mayor, Carlos**

**De Andrés, Marisa**

## List of Papers and Presentations

DocRef	Title	Authors
SCRS/2022/044	Datos estadísticos de la pesquería de túnidos de las islas Canarias durante el periodo 2000 a 2021	Delgado R.
SCRS/2022/045	Actualización de algunos parámetros biológicos del listado de la pesquería de las islas Canarias	Delgado R.
SCRS/2022/089	Standardized catch rates for skipjack tuna ( <i>Katsuwonus pelamis</i> ) from the Venezuelan baitboat fishery in the Caribbean Sea and adjacent waters of the western central Atlantic for the period of 1987-2020	Narvaez M., Evaristo E., Marcano J.H., Gutiérrez X., Arocha F.
SCRS/2022/093	Data input and assessment models settings for the evaluation of east and west Atlantic skipjack tuna stocks.	Anon
SCRS/2022/095	East Atlantic skipjack tuna Stock Synthesis analyses	Urtizberea A., Merino G., Ortiz M., Kimoto A., Laretta M., Ailloud L., Mourato B., Sant'Ana R., Akia S., Santiago J., Gaertner D., Palma C., Mayor C., Taylor N., Díaz G., Calay S., and Die D.
SCRS/2022/098	Preliminary western Atlantic skipjack tuna stock assessment 1952-2020 using Stock Synthesis	Cardoso L.G., Kikuchi E., Sant'Ana R., Laretta M., Kimoto A., and Mourato B.L.
SCRS/2022/099	Bayesian Surplus Production Models (JABBA) applied to the Western Atlantic Skipjack tuna stock assessment	Sant'Ana R., Kikuchi E., Mourato B.L., Kimoto A., Ortiz M., and Cardoso L.G.
SCRS/2022/100	Bayesian Surplus Production Models (JABBA) applied to the Eastern Atlantic Skipjack tuna stock assessment	Sant'Ana R., Kikuchi E., Mourato B.L., Kimoto A., Ortiz M., and Cardoso L.G.
SCRS/2022/102	Stock assessment for east Atlantic skipjack using a biomass production model	Merino G., Urtizberea A., Santiago J., Laborda A., and Sant'Ana R.
SCRS/P/2022/031	Preliminary stock status and projection results of the western skipjack stock using Stock Synthesis	Cardoso L.G., Kikuchi E., Laretta M., Kimoto A., Sant'Ana R., and Mourato B. L.

**SCRS Documents and Presentation Abstracts as provided by the authors**

SCRS/2022/044 – This document presents a summary of the development and current composition of the Canary Islands baitboat fleet and the catches made between 2000 and 2021. This paper also presents size histograms of the different species caught in 2021 and the average between 2015 and 2019. Until 2019, an estimate of the nominal fishing effort was made, distinguishing between vessels smaller and larger than 50 GRT, considering the former (vessels less than 50 GRT) carry out daily trips, whereas the latter carry out trips lasting more than a day, with an average of 9 days at sea. Since 2020, the effort of part of the fleet has been obtained directly from the logbooks, while the unloadings without logbook have continued to be calculated as before, that is, vessels less than 50 tons with 1-day at sea and larger with 9-days at sea.

SCRS/2022/045 – This document updates some biological parameters of skipjack caught by the baitboat fleet based in the Canary Islands. The equations of length-live weight, length-gutted weight, length-weight by sex and sex ratio by length are obtained, with sizes ranging from 38 cm to 82 cm.

SCRS/2022/089 - Standardized index of relative abundance for skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) was estimated using Generalized Linear Models approach assuming a delta lognormal model distribution. For this, logbook registers were used (1987-2020), considering as categorical variables year, season/quarter, area, association with whales, association with the whale shark and baitboat capacity. As indicators of overall model fitting, diagnostic plots were evaluated. Standardized catch rates started declining since 1988, until 1990. From that point on, the trend shows a relatively stable trend which increased their variability since 2005, decreasing for the most recent year of the time series (2020).

SCRS/2022/093 - Following the decision of the Tropical Tunas Working Group during the 2022 Skipjack Data Preparatory meeting an intersessional online meeting was convened to review final data inputs and recommendations for the assessment models settings in preparation for the evaluation of the East and West SKJ stocks. This document summarizes the biological and fisheries inputs for the assessment models for both stocks, including the initial settings for the uncertainty grid and sensitivity analyses to be included in the assessment evaluation.

SCRS/2022/095 - This paper presents the preliminary results of the Stock Synthesis analysis for the East Atlantic skipjack tuna. The application of stock assessment models is difficult to apply to skipjack due to the biological characteristics of the species and the changes in the fisheries' characteristics with time. An assessment model has been developed considering two indices; the standardized CPUE fishing under non-owned dFADs using the VAST methodology and a relative abundance index based on acoustic biomass observations from FAD buoys. The biological parameters were agreed upon during an intersessional meeting as well as the model structural uncertainty. So the grid is composed of 9 alternative parameterizations of steepness, and growth (the derived natural mortality from growth). Sensitivity analyses were done in the exclusion of different indices of abundance, different re-weighting methods and assumptions in f-ballpark. Standard model diagnostics were conducted using SS3 and the SSdiags R package and included fits to index and length compositions, jitter of starting parameters, randomness tests of model residuals, retrospective analyses, profiles of key estimated parameters, and hindcasting.

SCRS/2022/098 - This document describes the provisional version of the stock assessment model using Stock Synthesis (SS) for the western Atlantic stock of skipjack, including the initial model setup, fleet definitions, selectivity and parameterizations. The model runs from 1952 to 2020 and was fit to length composition data, 5 indices and 5 fishing fleets. Growth was fixed in the model, with three alternative growth scenarios considered based on a comprehensive meta-analysis of skipjack growth studies and recommendations from the stock assessment team. The associated natural mortality-at-age vectors were tested, along with three alternative values of growth quantiles to construct the model uncertainty grid. However, initial runs showed poor performance, an alternative parameterization within SS was applied using a Lorenzen function with the same assumed asymptotic natural mortality-at-age recommended by the stock assessment team for each growth curve scenario. Model diagnostics demonstrated fast and stable convergence, acceptable retrospectives, informed estimation of population absolute scale (R0), and a robust solution across different starting values. A comprehensive set of model diagnostics are presented for this provisional reference case, as well as the model estimates of SSB and recruitment across the entire uncertainty grid.

SCRS/2022/099 - Bayesian State-Space Surplus Production Models were fitted to Western Atlantic skipjack tuna catch and CPUE data using the 'JABBA' R package. The ten scenarios were based on the previous assessment and on the uncertainty grid proposed during the 2022 SKJ Data Preparatory Meeting, which in summary

corresponded to nine runs based on variations in growth parameters and steepness. To implement these scenarios in a Bayesian surplus production model, a Pella-Tomlinson production function was used and priors for  $r$  and  $B_{MSY}/B_0$  were derived using the concept called Age-Structured Equilibrium Model (ASEM). All scenarios showed a similar trend for the trajectories of  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$  over time.

SCRS/2022/100 - Bayesian State-Space Surplus Production Models were fitted to Eastern Atlantic skipjack tuna catch and CPUE data using the 'JABBA' R package. The ten scenarios were based on the previous assessment and on the uncertainty grid proposed during the 2022 SKJ Data Preparatory Meeting, which in summary corresponded to nine runs based on variations in growth parameters and steepness. To implement these scenarios in a Bayesian surplus production model, a Pella-Tomlinson production function was used and priors for  $r$  and  $B_{MSY}/B_0$  were derived using the concept called Age-Structured Equilibrium Model (ASEM). All scenarios showed a similar trend for the trajectories of  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$  over time.

SCRS/2022/102 - In this paper, we present a preliminary run for the assessment of East Atlantic Ocean skipjack using a biomass dynamic model. The preliminary diagnostics suggest there are problems of convergence when using the five indices available for the assessment. Therefore, we propose a run with total catch and CPUE from Azores baitboat (1963-2014), purse seine using FADs (2010-2019) and data from echosounder buoys (2010-2020) as a starting point. In this document, we show the estimated trends, reference points and a set of diagnostics of fit for further discussion and possible refinement during the stock assessment session.

SCRS/P/2022/031 - Not provided by the author(s)